

*John K. Dagsvik, Tom Kornstad, Zhiyang Jia og
Thor Olav Thoresen*

**LOTTE-Arbeid – en
mikrosimuleringsmodell for
arbeidstilbudseffekter**

Rapporter

I denne serien publiseres statistiske analyser, metode- og modellbeskrivelser fra de enkelte forsknings- og statistikkområder. Også resultater av ulike enkeltundersøkelser publiseres her, oftest med utfyllende kommentarer og analyser.

Reports

This series contains statistical analyses and method and model descriptions from the various research and statistics areas. Results of various single surveys are also published here, usually with supplementary comments and analyses.

© Statistisk sentralbyrå, april 2008
Ved bruk av materiale fra denne publikasjonen,
skal Statistisk sentralbyrå oppgis som kilde.

ISBN 978-82-537-7353-7 Trykt versjon
ISBN 978-82-537-7354-4 Elektronisk versjon
ISSN 0806-2056

Emnegruppe
06.90

Design: Enzo Finger Design
Trykk: Statistisk sentralbyrå

Standardtegn i tabeller	Symbols in tables	Symbol
Tall kan ikke forekomme	Category not applicable	.
Oppgave mangler	Data not available	..
Oppgave mangler foreløpig	Data not yet available	...
Tall kan ikke offentliggjøres	Not for publication	:
Null	Nil	-
Mindre enn 0,5 av den brukte enheten	Less than 0.5 of unit employed	0
Mindre enn 0,05 av den brukte enheten	Less than 0.05 of unit employed	0,0
Foreløpig tall	Provisional or preliminary figure	*
Brudd i den loddrette serien	Break in the homogeneity of a vertical series	—
Brudd i den vannrette serien	Break in the homogeneity of a horizontal series	
Desimalskilletegn	Decimal punctuation mark	,(,)

Sammendrag

John K. Dagsvik, Tom Kornstad, Zhiyang Jia og Thor Olav Thoresen

LOTTE-Arbeid – en mikrosimuleringsmodell for arbeidstilbudseffekter

Rapporter 2008/11 • Statistisk sentralbyrå 2008

Å lage modellverktøy til å studere effekter av endringer i skattesystemet har en lang historie i Statistisk sentralbyrå. Skatteberegningsmodellen LOTTE er en viktig del av modellapparatet som Forskningsavdelingen i Statistisk sentralbyrå har tilrettelagt for dem som arbeider med å utforme politikk. Modeller av denne typen kalles mikrosimuleringsmodeller fordi det fokuseres på mikroaktører og fordi modellen simulerer effekter basert på hvert enkelt individ eller husholdning.

Innenfor LOTTE-systemet har det til nå ikke vært mulig å ta hensyn til at skatteendringer påvirker personers eller husholdningers arbeidstilbud. Siden effekter på arbeidstilbudet står sentralt i mange omlegginger av skattesystemet, har det vært et viktig satsingsområde i Forskningsavdelingen i Statistisk sentralbyrå å utvikle en modell som kunne predikere slike effekter. Utvikling av en slik modell er krevende siden dette fordrer en god atferdsmodell for hvordan personer bestemmer sin tilknytning til arbeidslivet, gitt skattesystemet og andre økonomiske rammebetingelser, og gitt diverse kjennetegn ved personene.

Den foreliggende rapporten beskriver arbeidet med å integrere en arbeidstilbudsmodul i LOTTE-systemet, kalt LOTTE-Arbeid. Hovedhensikten med mikrosimuleringsmodellen LOTTE-Arbeid er å gi anslag på proveny- og fordelings-effekter av endringer i skattesystemet som også tar hensyn til at skatteendringer påvirker arbeidstilbudet. Målet er at beslutningstakerne skal kunne benytte denne modellen i budsjettprosessen. Denne rapporten gir en fremstilling av viktige elementer i LOTTE-Arbeid.

Som et eksempel på anvendelse av modellen ser vi på effekter av skattereduksjonene ved skattereformen i 2006. Vi finner at arbeidstilbudet til enslige kvinner og menn endrer seg lite ved denne omleggingen av skattesystemet, mens effektene er større for menn og kvinner i parforhold. Dette er i samsvar med at vi finner at enslige menn og kvinner har et lite elastisk arbeidstilbud målt ved timelønnselastisiteter, mens kvinner i parforhold særlig har et mer elastisk arbeidstilbud.

Prosjektstøtte: Vi takker Skatteøkonomisk avdeling i Finansdepartementet som har bidratt til finansieringen av LOTTE-Arbeid.

Innhold

1. Innledning.....	7
2. Den metodiske tilnærmingen til modellering av arbeidstilbud	9
2.1. Hvorfor arbeidstilbudet er viktig i skatteanalyser	9
2.2. Motivasjon for vår tilnærming til modellering av arbeidstilbud	10
2.3. Summarisk beskrivelse av modellopplegget	11
3. Politikksimulering og prediksjonsegenskaper til den estimerte modellen	14
3.1. Tilpasningen til data	14
3.2. Prediksjon for andre utvalg enn det som ble benyttet til estimering	16
4. Hvor elastisk er arbeidstilbudet?.....	18
5. Simulering av tilbudseffekter ved ulike endringer i skattesystemet.....	20
5.1. Simulerings-eksperiment (i).....	20
5.2. Simuleringseksperiment (ii)	22
6. Avsluttende kommentarer	27
Referanser	28
Vedlegg: Tabeller	30

Figurregister

3. Politikksimulering og prediksjonsegenskaper til den estimerte modellen	
3.1. Predikert og observert arbeidstilbudfordeling for gifte/samboende kvinner, 1997	15
3.2. Predikert og observert arbeidstilbudfordeling for gifte/samboende menn, 1997	15
3.3. Predikert og observert arbeidstilbudfordeling for enslige menn, 1997	15
3.4. Predikert og observert arbeidstilbudfordeling for enslige kvinner, 1997	15
3.5. Predikert og observert fordeling av arbeidstid for gifte/samboende menn, 2003	16
3.6. Predikert og observert fordeling av arbeidstid for gifte/samboende kvinner, 2003	16
3.7. Predikert fordelinger av disponibel inntekt for ektepar	17
5. Simulering av tilbudseffekter ved ulike endringer i skattesystemet	
5.1. Enslige kvinners arbeidstilbud, simuleringer ved LOTTE-Arbeid med skattesystemer for 2004 og 2006	21
5.2. Gifte/samboende menns arbeidstilbud, simuleringer ved LOTTE-Arbeid med skattesystemer for 2004 og 2006	21
5.3. Gifte/samboende kvinners arbeidstilbud, simuleringer ved LOTTE-Arbeid med skattesystemer for 2004 og 2006	21
5.4. Enslige menns arbeidstilbud, simuleringer ved LOTTE-Arbeid med skattesystemer for 2004 og 2006	21
5.5. Fordeling av timelønn for gifte/samboende kvinner og menn (generert ved timelønnsrelasjonene)	22

Tabellregister

4. Hvor elastisk er arbeidstilbudet?	
4.1. Ukompenserte aggregat timelønnselastisiteter for personer i parforhold, 1997	18
4.2. Ukompenserte aggregat timelønnselastisiteter for enslige personer, 1997	19
5. Simulering av tilbudseffekter ved ulike endringer i skattesystemet	
5.1. Yrkesdeltaking og gjennomsnittlig arbeidstid, simuleringer ved LOTTE-Arbeid med skattesystemer for 2004 og 2006	21
5.2. Effekter på skatteproveny av å fjerne toppskatten, beregnet ved LOTTE-Arbeid og LOTTE-Skatt. 2007-regler. Millioner kr	23
5.3. Direkte og indirekte effekter på skatteproveny av å fjerne toppskatten, simulert ved LOTTE-Arbeid. 2007-regler. Millioner kr	23
5.4. Effekter på skatteproveny av å fjerne minstefradrag, beregnet ved LOTTE-Arbeid og LOTTE-Skatt. 2007 regler. Millioner kr	23
5.5. Direkte og indirekte effekter på skatteproveny av å fjerne minstefradraget, simulert ved LOTTE-Arbeid. 2007-regler	24
5.6. Fordeling av arbeidstid ved ulike endringer i 2007-reglene, simulert ved LOTTE-Arbeid	24
5.7. Gjennomsnittsinntekter og gjennomsnittsskatt for inntektsdesiler, simulert ved LOTTE-Arbeid. 2007-regler	25
5.8. Gjennomsnittsinntekter og gjennomsnittsskatt for inntektsdesiler, simulert ved LOTTE-Arbeid. 2007-regler uten toppskatt	25
5.9. Gjennomsnittsinntekter og gjennomsnittsskatt for inntektsdesiler, simulert ved LOTTE-Arbeid. 2007-regler uten minstefradrag	25
5.10. Fordelingen arbeidstilbudet til gifte/samboende menn etter egen inntekt i referansesystemet, simulert ved LOTTE-Arbeid	25
5.11. Fordelingen av arbeidstilbudet til gifte/samboende menn etter ektefelles/samboers inntekt i referansesystemet, simulert ved LOTTE-Arbeid	25
5.12. Fordelingen av arbeidstilbudet til gifte/samboende kvinner etter egen inntekt i referansesystemet simulert ved LOTTE-Arbeid	26
5.13. Fordelingen av arbeidstilbudet til gifte/samboende kvinner etter ektefelles/samboers inntekt i referansesystemet simulert ved LOTTE-Arbeid	26

Vedlegg

A1. Estimerer for timelønnsrelasjonen, kvinner og menn, 1997	30
A2. Parameterestimerer for nyttefunksjonen og mulighetsfordelingen for tilbudt arbeidstid. Ektepar 1997	30

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, 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 i Finansdepartementet og på Stortinget. Modeller av denne typen kalles også mikrosimuleringsmodeller fordi det fokuseres på mikroaktører (individ eller husholdning) og fordi resultatene er basert på simuleringer av effekter for hver enkelt aktør. Dette til forskjell fra makrosimuleringsmodellene MODAG (Boug mfl., 2002) og MSG (Heide mfl., 2004), som i stor grad bygger på aggregerte data fra nasjonalregnskapet.

Skatteberegningsmodellen LOTTE ble etablert for å beregne fordelingseffekter og provenyeffekter av endringer i skattleggingen av personer. På midten av 1990-tallet ble det også etablert en modul som beregner fordelingseffekter av endringer i den indirekte beskatningen, LOTTE-Konsum, se for eksempel Benedictow, Hussein og Aasness (2000). Modulen som beregner effekter av endringer i den direkte beskatningen for personer vil heretter hete LOTTE-Skatt, mens skatteberegningsmodellen LOTTE refererer til det samlede modellkonseptet. Både LOTTE-Konsum og LOTTE-Skatt er dokumentert på SSB's web-sider, med referanser til ulike typer dokumentasjon og anvendelser, se Statistisk sentralbyrå (2007). Dokumentasjon av LOTTE på engelsk finner en i Aasness, Dagsvik og Thoresen (2007).

Det er viktig å merke seg at verken LOTTE-Skatt eller LOTTE-Konsum tar hensyn til at skatteendringer påvirker personers eller husholdningers arbeidstilbud, og at dette igjen påvirker fordelings- og provenyeffektene av slike endringer. Med tanke på at arbeidstilbudseffekter typisk spiller en stor rolle ved utformingen av skattesystemet, har det vært et viktig satsingsområde i Forskningsavdelingen i Statistisk sentralbyrå å utvikle en modell som kunne predikere arbeidstilbudseffekter. Å utvikle en slik modell er åpenbart mer krevende enn

å utvikle de andre delmodulene siden dette fordrer en god atferdsmodell for hvordan personer bestemmer sin tilknytning til arbeidslivet, gitt skattesystemet, andre økonomiske rammebetingelser og diverse kjennetegn ved personene. Parallelt med utviklingen av skatteberegningsmodellene har det imidlertid over mange år i Statistisk sentralbyrå vært utført et omfattende arbeid omkring økonometrisk modellering av arbeidstilbud. Oversikten i Dagsvik (2004) redegjør for dette arbeidet, som har vært kvalitetssikret av tilsvarende miljøer andre steder i verden, blant annet ved publisering i internasjonale tidsskrift.

Bakgrunnen for den foreliggende rapporten er at tiden nå er inne for å integrere en arbeidstilbudsmodul i skatteberegningsmodellen LOTTE, kalt LOTTE-Arbeid. Hovedhensikten med en slik utvidelse er å gi mer korrekte anslag på proveny- og fordelingseffekter av endringer i skattesystemet enn de som beregnes i LOTTE, 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 deltakelse og endringer i antall utførte arbeidstimer. Målet er at LOTTE-Arbeid skal bli del av den "verktøykassen" politikere og embedsverk har til rådighet i sitt arbeid. Formålet med denne rapporten er: (i) Å gi en kortfattet framstilling av elementer i mikrosimuleringsmodellen LOTTE-Arbeid, og (ii) å beskrive resultater fra utvalgte simuleringseksperimenter basert på LOTTE-Arbeid. Videre diskuteres det hvorvidt modellen er i stand til å gi plausible resultater når den anvendes til å simulere effekter av aktuelle endringer i det norske skattesystemet. Se også kortfattet fremstilling i Dagsvik mfl. (2007).

Temaet som tas opp i denne rapporten knytter an til liknende diskusjoner i andre land. Blant annet arbeider modellmiljøer i Sverige og Danmark med å inkludere arbeidstilbudseffekter i modellapparatet som er tilrettelagt for beslutningstakerne, se f. eks. Pylkänen (2000). Ved Institute for Fiscal Studies i Storbritannia har arbeidstilbudsmodellering av endringer i offentlig politikk lenge vært et viktig satsingsområde, se Blundell mfl. (2000). Videre kan det nevnes at det i

USA 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).

I det følgende gjøres det først rede for hvorfor informasjon fra mikrosimuleringer med bruk av arbeidstilbudsmodeller er viktig for beslutningstakerne og det gis en beskrivelse av det metodiske grunnlaget for arbeidstilbudsmodellen som inngår i LOTTE-Arbeid. Videre diskuteres ulike tester som er gjennomført for å kvalitetssikre dette arbeidet. For det første undersøker vi hvor godt modellen reproducerer ulike størrelser for inntekter og arbeidstilbud. For det andre ser vi nærmere på resultater fra modellsimuleringer i form av elastisitetsestimater fra modellen, nærmere bestemt på prosentvise endringer i arbeidstiden i forhold til endringer i timelønn. For det tredje belyser vi modellens egenskaper ved å benytte modellen til å beskrive effekter av utvalgte skattereformer.

2. Den metodiske tilnærmingen til modellering av arbeidstilbud

2.1. Hvorfor arbeidstilbudet er viktig i skatteanalyser

I norsk budsjettdebatt er det vanlig å fokusere på tall for skatteprovenyer som kun beskriver det initiale tapet av skatteinntekter, eller de direkte effektene av skatteendringene, dvs. at det i liten grad tas hensyn til at skatteendringene gir endringer i skatteinntektene som følge av at folk endrer atferd. Det siste vil vi betegne en indirekte effekt. For eksempel vil en vente at folk arbeider mer når marginals-katten på arbeid reduseres. Følgelig vil en beregning av reduksjonen i skatteinntekter som neglisjerer at skattegrunnlagene øker som følge av økt yrkesaktivitet, overvurdere provenytapet.

Den direkte provenyeffekten av skatteendringen er definert ved økningen i skatteinntekter før skattebetalerne har endret atferd. Skattebetalerne vil imidlertid (vanligvis) ikke ønske å arbeide like mye med høyere skatt, og skatteprovenyet vil følgelig reduseres noe som følge av denne indirekte effekten. For lave skattesatser øker skatteinntektene når skatten økes fordi provenyøkningen som følge av den direkte effekten overstiger den indirekte, men fra ett eller annet skattnivå vil den indirekte effekten dominere.¹

I arbeidet med stats- og nasjonalbudsjettene lages det estimater på ulike skatteprovenyer. For eksempel ble det høsten 2007 utarbeidet et anslag på statens inntekter fra ulike skattebaser i 2008, som inntektskatt for personer, bedriftsskatter, moms og særavgifter, osv. Når det gjelder beregninger av skatteprovenyet fra inntektsbeskatningen for personer, er det vanlig å oppgi tall som ikke tar hensyn til indirekte effekter.² Særlig ved store endringer i beskatningen, som ved en skattereform, vil det å se bort fra indirekte effekter gi misvisende anslag. For de fleste aktuelle skatteendringer vil det være en systematisk feil i retning av

at skattelettelse synes mer kostbare enn det de er, og at skatteøkninger vil innbringe større skatteinntekter enn hva som faktisk er tilfelle, dersom en ser bort fra indirekte effekter. Det kan argumenteres for at det tar tid for aktørene å tilpasse arbeidstilbudet i forhold til endringer i skattesystemet, og kanskje vil ikke alle tilpasninger være utført det første året etter at endringene finner sted. Slik sett kan en ved å benytte anslag fra en arbeidstilbudsmodell ta hensyn til effekter på kort sikt som først vil materialisere seg på lengre sikt. La oss også poengtere at de som benytter resultater basert på dagens praksis (dvs. uten atferdseffekter) er inneforstått med at det ikke er tatt hensyn til vesentlige effekter. Resultatene fra slike beregninger danner imidlertid et nyttig utgangspunkt for diskusjon av provenyeffekter.

Også fra et fordelingsperspektiv er det viktig å ta hensyn til skatteendringenes indirekte effekter. Skattelettelse på lavere inntektsnivåer kan for eksempel være motivert ut fra et ønske om å stimulere til økt yrkesaktivitet for å øke inntektene til personer i den nedre delen av inntektsfordelingen.

Å benytte modellverktøy som tar hensyn til atferdseffekter er imidlertid ikke uproblematisk. Generelt er resultater fra arbeidstilbudsmodeller usikre, både på grunn av usikkerhet i dataene, usikkerhet ved parametrene i modellen og, mer fundamentalt, fordi modellene kan være basert på en for enkel og stilisert teoretisk og metodisk tilnærming.

Effekter via arbeidstilbudet representerer imidlertid bare én av en hel rekke atferdstilpasninger ved skatteendringer. I følge Joel Slemrods drøfting og klassifikasjon av atferdshierarki (Slemrod 1995) skjer tilpasninger i form av "timing"³ og organisasjonsmessige endringer raskere enn endringer i realstørrelser som investeringer og arbeidstilbud. Mange av disse tilpasningene vil kunne påvirke

¹ Dette resonnementet knyttes ofte til den amerikanske økonomen Arthur Laffer. Derfor illustreres det ofte med en såkalt Laffer-kurve, formet som en omvendt U, der skatteinntektene først øker og deretter faller for økende skattesatser.

² I budsjettarbeidet benyttes riktignok makromodeller som har arbeidstilbudseffekter, men disse er ikke egnet til å lage detaljerte beskrivelser av effekter av endringer i skattesystemet.

³ Et eksempel på "timing" effekter er hvordan skattebetalerne har valgt tidspunkt for å ta ut utbytte, som følge av skatten på utbytte i 2001 og skattereformen i 2006.

skatteprovenyet i betydelig grad, så vel som den økonomiske utviklingen i sin alminnelighet.

2.2. Motivasjon for vår tilnærming til modellering av arbeidstilbud

For å kunne simulere effekter av skatteendringer, trengs en empirisk modell som er i stand til å simulere hvordan atferden til husholdninger i arbeidsmarkedet påvirkes av endringer i rammebetingelsene (for eksempel endringer i skattesystemet) husholdningene står overfor. Første trinn i etableringen av en slik modell er å kombinere hypoteser om atferd med et metodisk rammeverk som kan lede til kvantitative atferdsrelasjoner og som videre danner grunnlaget for tallfesting av ukjente koeffisienter i modellen, samt testing mot data. En rekke forhold påvirker husholdningenes preferanser og rammebetingelser og mange er ikke direkte observerbare for forskeren. Under bestemte forutsetninger om slike uobserverbare forhold, leder teori og den valgte metodiske tilnærmingen til en kvantitativ utforming av atferdsrelasjoner som er bestemt på et sett av ukjente koeffisienter nær. For å tallfeste disse ukjente koeffisientene benyttes informasjon om hvordan husholdninger har tilpasset seg innenfor det eksisterende skattesystemet. Nærmere bestemt har vi benyttet individuelle data for inntekter, arbeidstid, utdanning og barnetall for 1997.

Det eksisterer en rekke tilnærminger til modellering av arbeidstilbud, se oversikten i Blundell og MaCurdy (1999). Et vanlig framgangsmåte er å ta utgangspunkt i læreboksmodellen, som er en variant av teorien for konsumentenes tilpasning der fritid er et av godene. I dette oppsettet antar en 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.

Et sentralt spørsmål er om denne modelleringsrammen er det mest hensiktsmessige utgangspunkt for å analysere et marked som arbeidsmarkedet. Dagsvik (1994) og Dagsvik og Strøm (2006) drøfter det modellmessige grunnlaget for en variant basert på at "jobbtype" er den sentrale valgvariabelen, og det er denne tilnærmingen som ligger til grunn i spesifikasjonen av modellrelasjonene i LOTTE-Arbeid. Ifølge denne tilnærmingen er fritid og konsum bare to, blant flere jobbrelevante variable, som tilbyderer har preferanser over og tar hensyn til i sin tilpasning. For eksempel vil karrieremuligheter, arbeidsoppgaver og lokalisering av arbeidsplassen ha stor betydning for hvor godt man vil like jobben.

Et annet særtrekk ved arbeidsmarkedet er at arbeidstid og timelønn kan være jobbspesifikke, i tillegg til at jobbene har et gitt sett med ikke-pekuniære attributter

som antydnet ovenfor. 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 tilbydernes atferd som en prosess der personene tilpasser seg ved å velge blant tilgjengelige "jobber", der hver jobb er karakterisert ved jobbspesifikk arbeidstid, timelønn og ikke-pekuniære attributter. Videre er det ulike former for rasjonerings i arbeidsmarkedet i og med at det for eksempel er flere heltidsjobber enn deltidsjobber, og at noen personer har problemer med å finne passende jobb overhode. Valgmengden av mulige jobber i et slikt marked vil typisk 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 ulik type arbeidskraft, samt av tilbudet som retter seg mot de respektive sektorer/jobbtyper.

Betraktningene ovenfor er som sagt sentrale som motivasjon for det rammeverket som er benyttet i LOTTE-Arbeid. Her er utgangspunktet at hver aktør (tilbyder) står overfor en ikke-observerbar (for forskeren) mengde av tilgjengelige jobber. Jobbene er karakterisert ved jobbspesifikk arbeidstid og timelønn samt latente ikke-pekuniære attributter, så som arbeidsoppgaver, etc. For en gitt jobb er altså arbeidstiden gitt, mens timelønna for en gitt jobb kan variere over personer. Eventuelle begrensninger på arbeidstiden (til heltid eller deltid) som aktøren står overfor, vil i dette opplegget bli tolket slik at det er mange flere tilgjengelige jobber i markedet med henholdsvis "lang" deltid eller heltids arbeidstider, enn jobber med andre arbeidstider. I utgangspunktet står en overfor en betydelig utfordring i og med at det, som nevnt ovenfor, ikke er enkelt å ta hensyn til at sentrale jobbspesifikke attributter er uobserverbare for forskeren. De individ-spesifikke valgmengdene av mulige jobber er også uobserverbare, og det er ikke engang klart hvordan disse presist skal defineres, og hvilken informasjon det er rimelig å anta at tilbyderer har om sine respektive valgmengder. Bidrag til uobserverbar heterogenitet i dette opplegget vil altså komme både fra heterogenitet i preferanser over jobb-attributter, og fra heterogenitet i valgmulighetene for arbeidstakerne over populasjonen.

Oversikten i Dagsvik (2004) beskriver denne typen tilnærming nærmere på norsk. Basert på dette rammeverket har det også vært publisert artikler internasjonalt som anvender denne tilnærmingen i ulike anvendte analyser basert på norske data, 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).

Som en slags oppsummering av arbeidet med praktiske anvendelser av dette rammeverket og tilhørende simuleringseksperimenter har vi utviklet LOTTE-Arbeid. Det vil si at det er utviklet delmodeller for arbeidstilbudet til 3 typer husholdninger, nemlig ektepar, der ektefellene har hovedjobb som lønns-takere hvis de jobber, enslige kvinner og enslige menn, som har hovedjobb som lønns-takere hvis de jobber. Inntekt fra eventuell bijobb som selvstendig næringsdrivende er behandlet som den var eksogent bestemt. Modellene er estimert ved hjelp av data fra Arbeidskraftsundersøkelsen (AKU) 1997, kombinert med opplysninger fra Inntektsstatistikk for personer og familier. Det benyttes en eksakt representasjon av skattesystemet slik at en ikke trenger å "oversette" endringer i skattesystemet til en eventuell tilnærmet versjon når man skal simulere effekter av skatteendringer.

Estimeringsresultatene er dokumentert i Dagsvik og Jia (2006). Videre er det etablert rutiner for å koble disse modellene til mikropopulasjonen i LOTTE-Skatt, som består av et representativt utvalg av husholdninger i Norge. Simulering av endring av populasjonsnivåer og populasjonsfordelinger som et resultat av endringer i skattesystem og lønnsrater, kan dermed foregå på følgende måte: Først simuleres effektene på arbeidstilbud og disponibel inntekt for de respektive husholdningene, gitt deres kjennetegn. Siden populasjonen i LOTTE-Skatt gir fordelingen av husholdningstyper og kjennetegn kan en følgelig aggregere de husholdningsspesifikke endringene og oppnå anslag både på endringer i totalnivået i for eksempel skatteproveny og disponibel inntekt, eller eventuelt endringer i fordelingen av disponibel inntekt. Det vises til Dagsvik og Jia (2006) for ytterligere detaljer.

2.3. Summarisk beskrivelse av modellopplegget

Som nevnt ovenfor skiller denne tilnærmingen seg noe fra tradisjonelle tilnærminger, idet dette rammeverket åpner opp for en rikere fremstilling av rammebetingelsene som aktørene opererer innenfor. Som nevnt ovenfor, har vi 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 indeks k , og jobb k har fast arbeidstid, representert ved H_k . Aktøren antas videre å stå overfor en jobb- og individspesifikk timelønn som betegnes med W_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. 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 $t(H_k W_k, I)$ 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 for forskeren) valgmenge. 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 som avhenger av nærmere spesifiserte observerbare personkjennetegn. Nedenfor vil vi beskrive nærmere egenskapene til denne funksjonen og hvilke personkjennetegn den avhenger av. Restleddene $\{\varepsilon(Z_k)\}$ antas å være positive, uavhengige og har en kumulativ sannsynlighetsfordeling gitt ved $\exp(-1/x)$, 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. Under disse forutsetningene kan en utlede et relativt enkelt uttrykk for sannsynligheten for at en aktør skal velge å arbeide i en jobb med arbeidstid h og timelønn w som en funksjon av den deterministiske delen av nyttefunksjonen og funksjonen $mg(h, w)$, gitt skattesystem, arbeidsfri inntekt og bestemte observerbare personkjennetegn, se Dagsvik og Jia (2006), eller Dagsvik mfl. (2007, 2008). Det empiriske motstykket til denne sannsynligheten er andelen personer som velger jobber med arbeidstid h og timelønn w , gitt skattesystem, arbeidsfri inntekt og bestemte observerbare personkjennetegn.

Fra et teoretisk synspunkt er det klart at funksjonen $mg(h, w)$ 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.

En sentral forutsetning som gjøres er at jobbmulighetsfunksjonen $g(h, w)$ antas 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). Denne forutsetningen er sentral for at vi

i praksis skal oppnå identifikasjon av de ulike delene i modellen. Funksjonen $g_1(h)$ kan tolkes som andelen av jobber med arbeidstid h som er tilgjengelig for aktøren, mens $g_2(w)$ kan tolkes som andelen jobber med timelønn w som er tilgjengelig for aktøren. Med andre ord kan $g_1(h)$ and $g_2(w)$ tolkes som sannsynlighetstettheter i den forstand at de representerer sannsynlighetene for at et 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. Spesifiseringen av $g_2(w)$ er problematisk. For å unngå at vår empiriske modell 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 modell for den simultane fordelingen for realisert arbeidstid og timelønn, og må nøye oss med en modell for fordelingen av realisert arbeidstid. I den påfølgende beskrivelsen vil vi for enkelthets skyld 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. La videre $\varphi(h | \bar{w}, I, f)$ betegne sannsynligheten for at en person med nærmere spesifiserte kjennetegn vil arbeide h timer, gitt arbeidsfri inntekt I , skattesystem f og personspesifikk gjennomsnittlig timelønn \bar{w} (gjennomsnitt over jobbmuligheter, dvs. at \bar{w} er forventningen til fordelingen $g_2(w)$). Gitt restleddsfordelingen ovenfor kan en vise at dersom variasjonen i timelønn over mulige jobber er liten, gjelder det tilnærmet at sannsynligheten for å jobbe h timer er gitt ved

$$(4) \quad \varphi(h | \bar{w}, I, f) \cong \frac{\psi(h, \bar{w}, I, f) m g_1(h)}{\psi(0, 0, I, f) + m \sum_{x>0} \psi(x, \bar{w}, I, f) g_1(x)},$$

for $h > 0$, og den tilsvarende tilnærmelsen for sannsynligheten for ikke å jobbe er gitt ved,

$$(5) \quad \varphi(0 | \bar{w}, I, f) \cong \frac{\psi(0, 0, I, f)}{\psi(0, 0, I, f) + m \sum_{x>0} \psi(x, \bar{w}, I, f) g_1(x)},$$

der h i dette tilfellet representerer 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 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 arbeidstidsmuligheter, $\{g_1(h)\}$.

Modellen uttrykt ved (4) og (5) 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 uttrykker totalt antall tilgjengelige jobber for aktøren. Antall tilgjengelige jobber, m , er tillatt å avhenge av utdanningens lengde. Funksjonen $g_1(h)$ som beskriver arbeidstidsmulighetene tillates å være ulik for kvinner og menn. 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 hensyn til at preferansene kan variere systematisk med sektor-spesifikke kjennetegn ved jobbene. Dette kan implisere at fordelingen av arbeidstidsmuligheter kan avhenge av preferansene. Vår spesifisering vil dermed fange opp effekten av arbeidstidene for typiske kvinne-arbeidsplasser slik som deltidsarbeid i butikk og arbeidstidene i barnehager og sykehus. Videre antar vi at

$$(6) \quad \log \bar{w} = X\beta + \eta,$$

der vektoren X inneholder utdanningens lengde, erfaring⁴ og erfaring kvadrert. 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 (4) og (5) med hensyn på η .

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

$$(7) \quad \log v(C, h) = \alpha_2 \frac{(C - C_0)^{\alpha_1} - I}{\alpha_1} + X^1 \beta \frac{(L - L_0)^{\alpha_3} - I}{\alpha_3}.$$

mens den deterministiske delen av nyttefunksjonen for ektepar er tilsvarende, men med 3 ekstra ledd, nemlig

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

fritidsledd for ektefelle samt 3 ledd med interaksjon mellom fritidene for de to ektefellene. For en diskusjon og begrunnelse for denne funksjonsformen viser vi til Dagsvik og Strøm (2006). Her er L 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 $M = 3650$. 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^1 definert som log alder, log alder kvadrert og antall store og små barn i husholdningen.

Som nevnt tidligere, er arbeidstilbudet til 3 typer husholdninger estimert, nemlig for ektepar og samboere, der begge har hovedjobb som lønnstakere hvis de jobber, enslige kvinner og enslige menn, som har hovedjobb som lønnstakere hvis de 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 appendikset presenteres estimeringsresultater for timelønnsrelasjonene for kvinner og menn og parameterestimater for arbeidstilbudsmodellen for par (gifte og samboere). I den opprinnelige spesifikasjonen av nyttefunksjonen hadde vi også med to interaksjonsledd mellom konsum og fritid for de to ektefellene. Foreløpige estimeringsresultater viste imidlertid at koeffisientene foran interaksjonsleddene mellom fritid og konsum i nyttefunksjonen var insignifikante, og vi valgte derfor å reestimere modellen uten disse interaksjonsleddene.

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 av lønn $g_2(w)$, og det ble videre antatt at denne fordelingen kun varierte over populasjonen via de følgende observerbare kjennetegnene: utdanningslengde, erfaring og erfaring kvadrert. Variasjon i timelønnsfordelingen over personer på grunn av uobserverbar heterogenitet i kvalifikasjoner ble altså utelukket. I senere tilnærminger, slik som i Dagsvik og Strøm (2006) og i modellen beskrevet her basert på Dagsvik og Jia (2008), er det derimot tillatt at hver person står overfor en timelønnsfordeling som varierer over populasjonen både med hensyn til observerbar utdanning og erfaring, samt uobserverbare kvalifikasjoner. Videre er forutsetningen om minstekvantaene for konsum og fritid forskjellige fra spesifikasjonen 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 timelønn ble observert, mens arbeidstid ble beregnet som arbeidstinntekt dividert på timelønn. Det er grunn til å tro at de høye elastisitetene som ble estimert i ADS til

dels skyldes denne typen antakelse om variasjon i timelønningene.

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. Ved første øyekast kan det derfor fortone seg merkelig at et slikt utgangspunkt kan være fruktbart. Men som vi har forsøkt å demonstrere ovenfor, har dette rammeverket vesentlige fordeler, nemlig at, (i) et slikt opplegg 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 mye enklere å ta hensyn til kompliserte, og ikke-lineære, budsjettbetingelser som skyldes egenskaper ved skatte- og overføringsssystemet.

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 at arbeidstilbudet kan være påvirket av husholdningenes tilpasning over livsløpet med hensyn på sparing/gjeld og konsum av varige goder (hus, bil, båt). Dette betyr for eksempel at vi ikke uten videre er i stand til simulere effekten av endringer i renta på låneatferden og arbeidstilbudet til husholdningene. I Statistisk sentralbyrå er det utviklet andre modeller som er mindre partielle, se Heide mfl. (2004) om MSG og Boug mfl. (2002) om MODAG, men som ikke har den detaljeringsgraden som det foreliggende modellkonseptet. Videre er LOTTE-Arbeid i utgangspunktet en *tilbudsmodell*, dvs. det antas at valgmengder og timelønninger er eksogent gitte.

3. Politikksimulering og prediksjonsegenskaper til den estimerte modellen

Siden vi ikke kan observere alle forhold som har betydning for individenes tilpasning i arbeidsmarkedet, kan vi ikke med full sikkerhet si hva effekten på arbeidstilbudet vil bli av en gitt endring i skattesystemet. Som vi har beskrevet ovenfor, opererer vi derfor med sannsynligheter for ulike verdier på ønsket arbeidstid (for hvert enkelt individ), og av modellspesifikasjonen følger det hvordan vi skal tallfeste disse. I analyser av mulige endringer i skattesystemet, er vi ikke spesielt interesserte i hvordan det enkelte individ tilpasser seg, men virkningen på et mer aggregert nivå. Når vi betrakter simuleringsresultatene for større grupper under ett, kan gjennomsnittet over alle personene i gruppen av for eksempel sannsynligheten for å arbeide fulltid, tolkes som andelen av personene i gruppen som ønsker å jobbe fulltid. Tilsvarende for alle de andre intervallene. I nåværende versjon av LOTTE-Arbeid velger individene mellom syv arbeidstidsintervaller for menn og åtte arbeidstidsintervaller for kvinner.⁵ Vi kan dermed regne ut andelen av befolkningen, gitt bestemte personkjenntegn (husholdningskjenntegn), som ønsker arbeidstid i de ulike intervallene. For kvinner betyr det at det blir beregnet en andel for å velge ikke-arbeid og for å velge ulike intervaller for arbeidstid: ukentlig arbeidstid i intervallet fra 0 til 10 timer antas å gi en årlig arbeidstid lik 260 timer, arbeidstid i intervallet 10 til 17,5 timer gir årlig arbeidstid lik 780 timer, osv.

For å komme frem til et anslag på hvor mye alle kvinnene i en bestemt gruppe arbeider i gjennomsnitt, beregner vi først forventet arbeidstid for hver enkelt kvinne i gruppen, og deretter tar vi gjennomsnittet over alle kvinnene. Forventet arbeidstid beregnes ved å multiplisere arbeidstiden i et bestemt arbeidstidsintervall med den predikerte sannsynligheten for å ønske denne arbeidstiden slik den følger av modellsimuleringene, og deretter summeres tilsvarende verdier for alle mulige arbeidstidsintervaller inklusive ikke-jobb alternativet.

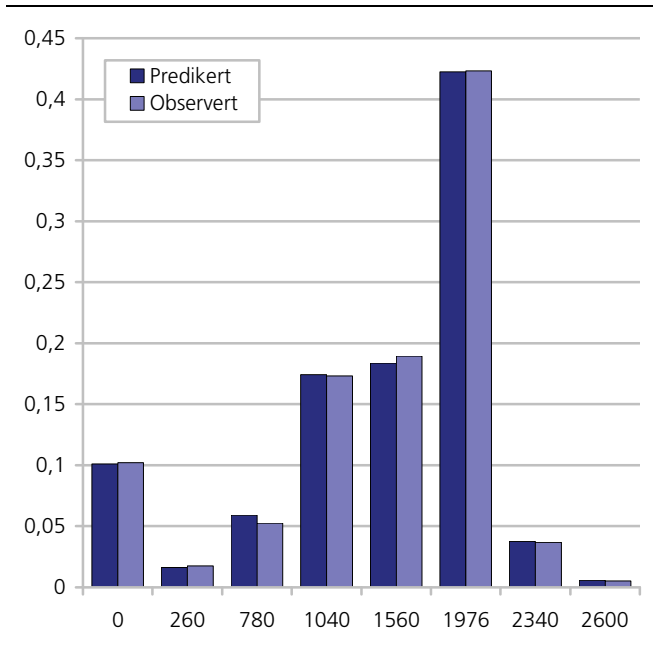
Fordelingen på arbeidstidsintervaller som predikeres av modellen, gitt at alle koeffisientene er satt lik de estimerte verdier, kan sammenholdes med faktiske valg slik de fremgår av data.

3.1. Tilpasningen til data

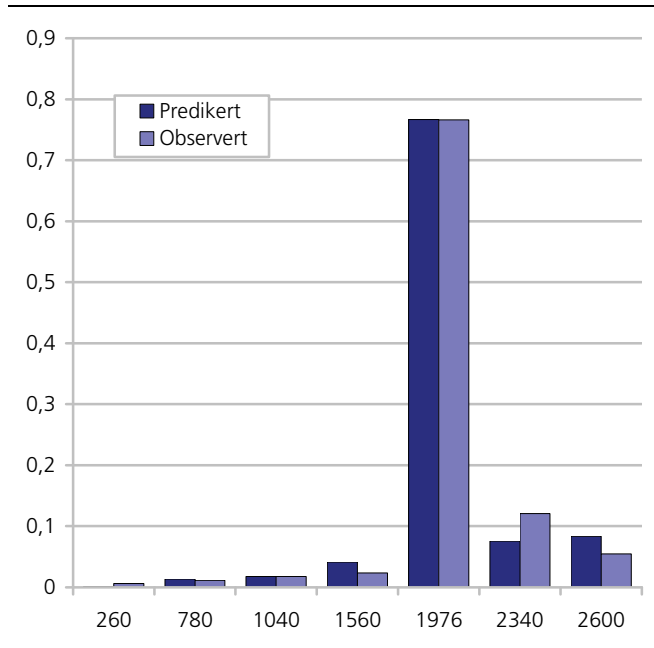
Som nevnt ovenfor har vi estimert 3 delmodeller: Én for simultant arbeidstilbud for ektepar og samboende, én versjon for enslige menn og én versjon for enslige kvinner. Personene i utvalget er mellom 26 og 62 år. For menn har vi betinget på at de er i arbeid. Grunnen til det er at våre forsøk på å tillate at menn ikke jobber i modellen har gitt utilfredstillende resultater. Årsaken kan være at gruppen av menn som ikke jobber sannsynligvis er vesentlig ulik gruppen av menn som jobber med hensyn på uobserverbare personkjenntegn knyttet til helse, kompetanse og inntektsforhold. For ytterligere informasjon om data og utvalget som er benyttet viser vi til Dagsvik og Jia (2006). Her skal vi nøye oss med å vise figurer som viser i hvilken grad modellen evner å reprodusere de aktuelle data. I figurene 3.1 til 3.4 nedenfor, som viser fordelingen av husholdningene etter arbeidstid, er husholdningene gruppert etter 8 ulike intervaller for arbeidstiden for kvinner og 7 intervaller for menn. Det første intervallet tilsvarer ikke-jobb, mens medianverdiene i intervallene 2 til 8 er henholdsvis 260, 780, 1 040, 1 560, 1 976, 2 340 og 2 600 timer. Som vi ser av figurene er tilpasningen på aggregatnivå svært god. En viktig grunn til at tilpasningen er så god er at vi har, som beskrevet ovenfor, parametre i modellen som bestemmes av data og som representerer andelen heltids- og deltidsjobber. For enslige menn som stort sett jobber heltid, vil derfor "heltidsparameteren" forklare mye av tilpasningen.

⁵ Menn har et alternativ mindre enn kvinner fordi det forutsettes at menn ikke kan velge hjemmearbeid. Dette valget er gjort fordi vi i dataene observerer svært få menn som ikke arbeider (ikke inkludert trygdede og studenter).

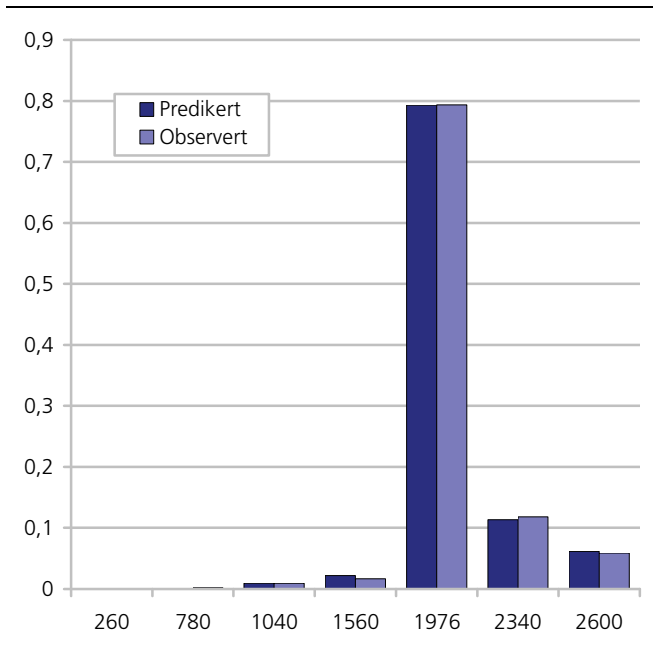
Figur 3.1. Predikert og observert arbeidstilbudsfordeling for gifte/samboende kvinner, AKU 1997



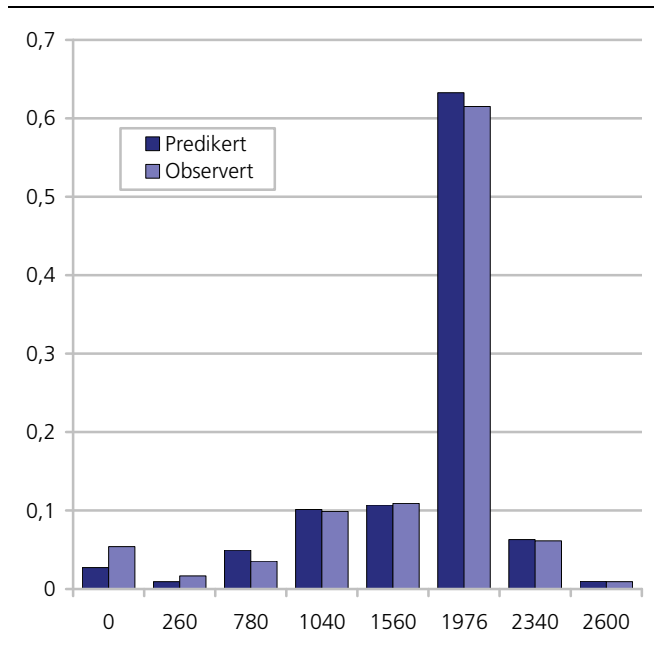
Figur 3.3. Predikert og observert arbeidstilbudsfordeling for enslige menn, AKU 1997



Figur 3.2. Predikert og observert arbeidstilbudsfordeling for gifte/samboende menn, AKU 1997



Figur 3.4. Predikert og observert arbeidstilbudsfordeling for enslige kvinner, AKU 1997



3.2. Prediksjon for andre utvalg enn det som ble benyttet til estimering

Vi har konstatert ovenfor at modellen passer data svært godt i 1997. Det 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 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, nemlig data fra Arbeidskraftundersøkelsen 2003, koblet med data fra Inntektsstatistikk for personer og familier samme år. Fordelen med å bruke dette utvalget er at vi kan konstruere nøyaktig de samme variable som de som ble benyttet under estimeringene.

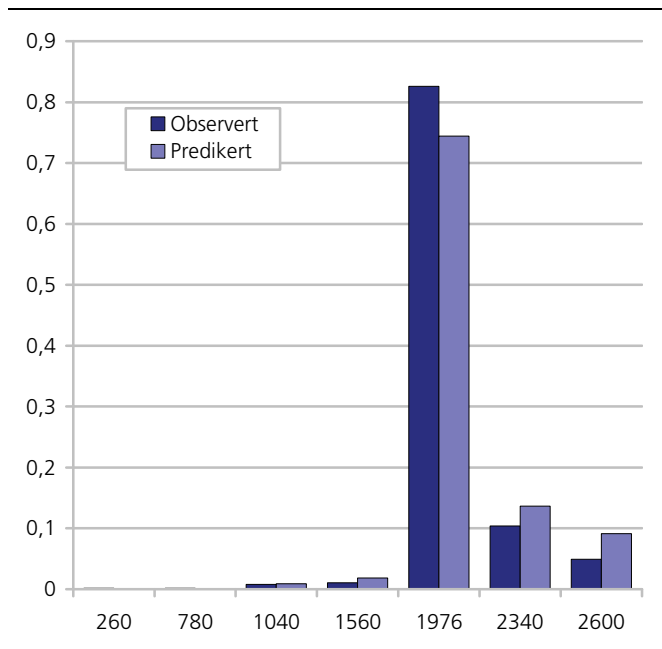
I det andre eksperimentet har vi benyttet inntektsdata fra datagrunnlaget i LOTTE-Skatt som sammenlikningsgrunnlag. De eneste seleksjonskriterier vi har benyttet er at personene må være lønnstakere og ha alder mellom 26 og 62 år. Dette datamaterialet inneholder detaljerte inntektsdata, men ingen informasjon om timeverk. Dette medfører at i det andre eksperimentet kan vi kun sammenligne prediksjoner av fordelingen av disponibel inntekt.

To parametre er viktige å anslå når vi skal benytte modellen til å predikere for et annet år enn 1997 (estimeringsåret). Disse er endring i timelønnsratene og endring i inflasjonsraten, i det aktuelle tilfellet fra 1997 til 2003. Vi har benyttet observert lønnsvekst sammen med regresjonslikningene for gjennomsnittlig individuell timelønn, \bar{w} , jf. likning (6), til å predikere disse for alle personer i 2003. Disse lønnsrelasjonene er, som omtalt ovenfor, allerede benyttet som instrumentlikning under estimering av modellen. 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.

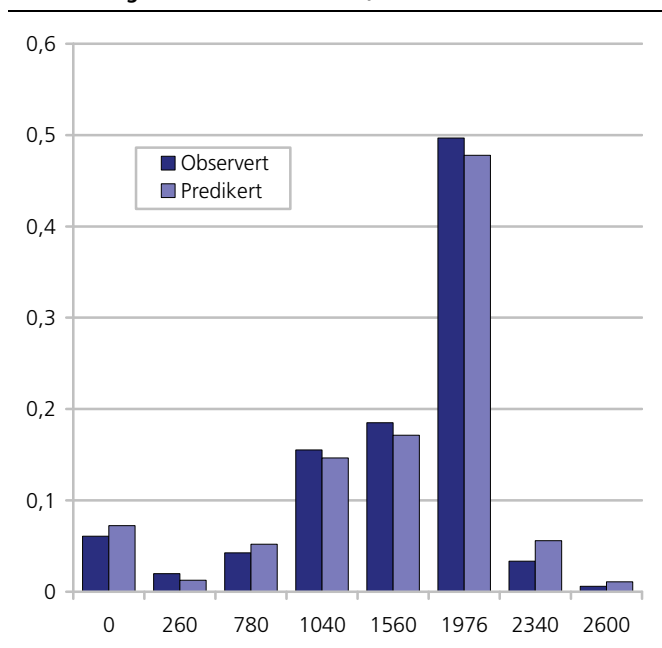
Figur 3.5 og figur 3.6 nedenfor viser at modellen predikerer ganske bra, målt på denne måten. Arbeidstiden for gifte menn er imidlertid ikke perfekt predikert, se figur 3.5. Det kan naturligvis skyldes svakheter i modellen, men det kan også skyldes at timelønningene ikke er perfekt fremskrevet, og at de observerte data vi sammenlikner med er fra et utvalg på kun 2 500 husholdninger. Figur 3.7 viser fordelingene av predikert disponibel inntekt målt ved de to simuleringmodellene LOTTE-Arbeid og LOTTE-Skatt. Resultatene viser stor grad av overensstemmelse. 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 grunn til å tro at forutsetningen om lognormal fordeling, som vi har benyttet, ikke gir helt tilfredsstillende prediksjoner av halene i timelønnsfordelingen. I tillegg er det grunn til å minne om at dette er en tilbudsmodell som tar etterspørselen som gitt, representert ved $mg_1(h)$

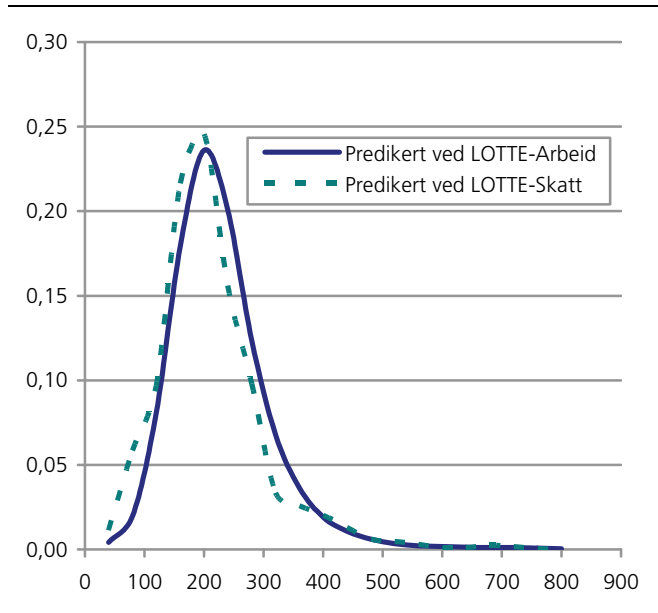
Figur 3.5. Predikert og observert fordeling av arbeidstid for gifte/samboende menn, 2003



Figur 3.6. Predikert og observert fordeling av arbeidstid for gifte/samboende kvinner, 2003



Figur 3.7. Observert og predikert fordeling av disponibel inntekt for ektepar



4. Hvor elastisk er arbeidstilbudet?

En annen måte å vurdere arbeidstilbudsmodellens egenskaper på er å beregne ulike typer av elastisiteter. Timelønnselastisiteter uttrykker den prosentvise endring i arbeidstilbudet som følger av en økning i timelønnen før skatt på en prosent. I tabellene 4.1 og 4.2 rapporteres det vi har kalt ukompenserte aggregerte timelønnselastisiteter. Virkningen av en 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, det vil si de vil ønske mer fritid i tillegg til flere varer og tjenester. Det vil imidlertid også være en tendens til å vri 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. De er beregnet som følger: For hver person simuleres endringer i sannsynligheten for å jobbe og forventet arbeidstid som et resultat av en økning i egen og/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 som følge av økningen i lønnsatsene.

Tabell 4.1 viser detaljerte resultater for personer i parforhold. Når det gjelder kvinner, vises både resultater med hensyn til beslutningen om å arbeide, med hensyn til arbeidstid når det betinges på at personene er i arbeid og med hensyn til arbeidstid når det ikke betinges på at

en er i arbeid. For menn vises resultater kun for gjennomsnittlig arbeidstid gitt at en arbeider, siden modellen er estimert under forutsetning av at menn ikke kan velge hjemmearbeid. Med egenelastisitet menes den prosentvise endringen i gjennomsnittlig arbeidstilbudet når timelønnen til de samme personene øker med en prosent. Siden vi har estimert en modell for par, kan vi også beregne såkalte krysselastisiteter. Disse uttrykker, som navnet indikerer, den prosentvise endringen i arbeidstilbudet for den ene ektefellen når timelønnen til den andre ektefellen øker med en prosent. For eksempel ser vi i tabell 4.1 hvordan kvinnens arbeidstilbud påvirkes av endringer i mannens timelønn. For å få frem at timelønnselastisitetene varierer med størrelsen på husholdningenes disponible inntekt har vi delt utvalget inn i tre inntektsgrupper i tabellene, etter størrelsen på samlet husholdningsinntekt etter skatt. En inntektsdesil består av en tiendedel av husholdene når husholdene er ordnet etter stigende inntekt. Laveste desil i tabellen inneholder dermed de 10 prosentene av alle husholdningene som har lavest inntekt, mens den høyeste desilen inneholder de 10 prosentene med høyest husholdningsinntekt. I tabell 4.2 vises elastisitetsestimater for enslige kvinner og enslige menn. Vær oppmerksom på at siden modellen kun er estimert for menn i arbeid, er det ikke avledet noe estimat for sannsynligheten for å jobbe når det gjelder menn (estimatet for ubetinget gjennomsnittlig arbeidstid vil være identisk med estimatet for gjennomsnittlig arbeidstid, gitt jobb).

Tabell 4.1. 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 lønnrater	Menn elastisitet mhp. begge lønnrater
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	

Tabell 4.2. Ukompenserte aggregat timelønnselastisiteter for enslige personer, 1997

	Basisnivå for menn	Lønns- elastisitet, menn	Basisnivå for kvinner	Lønns-elastisitet, kvinner
Sannsynligheten for å jobbe			0,97	0,023
Gjennomsnittlig arbeidstid, gitt jobb	1 830	0,03	1 630	0,002
Ubetinget gjennomsnittlig arbeidstid			1 588	0,004

I tillegg til skattesystemet avhenger modellen av eksogene (smaksmodifiserende) variable slik som utdanning, og alder, etc. I beregningen av elastisitetene har vi benyttet data fra AKU 1997 til å tallfeste disse eksogene variablene.

Vi ser at de ukompenserte aggregerte timelønnselastisitetene er moderate for gifte/samboende kvinner, mens de er små for menn og enslige kvinner. 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 1,65 prosentpoeng, fra 0,89 til om lag 0,905. Gitt at de i utgangspunktet er i arbeid, så er egenelastisiteten (effekten av egen lønn på arbeidstid) for gifte kvinner med hensyn på arbeidstid lik 0,28. Timelønnselastisitetene for kvinner, betinget på utvalgte desilgrupper, avtar noe med økende disponibel husholdningsinntekt. De tilsvarende elastisitetene for enslige kvinner og menn er gjennomgående nær null.

Det finnes en rekke oversikter over arbeidstilbuds- elastisiteter, se for eksempel Killingsworth og Heckman (1986) og Blundell og MaCurdy (1999). Disse oversiktene viser stor variasjon over ulike studier. Etter vår vurdering skyldes dette en kombinasjon av metodisk tilnærming og egenskapene til de dataene som er benyttet til estimering. Et elastisitetsestimat for gifte kvinner på om lag 0,6 er godt innenfor det en normalt finner i litteraturen, og nær det Evers, de Mooij og van Vuuren (2005) finner som medianen i sin meta-analyse av litteraturen på dette feltet. Likeledes finner en ofte at gifte kvinner har et mer elastisk arbeidstilbud enn gifte menn. Imidlertid er det ikke uten videre enkelt å sammenlikne elastisiteter fra ulike studier fordi mange av modellene som er benyttet er ikke-lineære slik at elastisitetene vil avhenge av kjennetegn ved husholdningene, samt nivået på timelønningene og egenskaper ved skattesystemet. Siden deltakelsesbeslutningen vanligvis er mer elastisk enn arbeidstilbudet til dem som allerede er i jobb (sammenlikn elastisiteter for sannsynligheten for å arbeide med elastisiteter for ønsket arbeidstid for de som allerede er i jobb i tabell 4.1), vil elastisitetsestimatene også avhenge av hvor høy deltakelsen i arbeidslivet er i utgangspunktet.

gjennomsnittselastisitetene i vår modell ikke vesentlig forskjellige fra tilsvarende elastisiteter estimert av Aaberge og Colombino (2006), tabell 3.2, mens de tilsvarende elastisiteter for ulike desiler derimot viser betydelig forskjell, se tabell 3.1 i Aaberge og Colombino (2006). Som vi har nevnt ovenfor, skyldes dette trolig ulikheter i modellspesifikasjonene og data som er brukt til estimeringene.

Gjennomsittselastisiteter for samme modell i to populasjoner med ulik fordeling av kjennetegn kan med andre ord være forskjellige. For eksempel er

5. Simulering av tilbudseffekter ved ulike endringer i skattesystemet

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 samt 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 innfasert gjennom skatteendringer i årene 2005 og 2006, og derfor sammenlikner vi 2004 og 2006 i det følgende. En viktig endring ved reformen er at utbytter utover en normalavkastning blir beskattet gjennom den såkalte aksjonærmodellen, slik at inntektsgrunnlaget for beskatningen er endret, se for eksempel Alstadsæter, Fjærli og Thoresen (2006), men avstanden mellom topp marginalsatt på kapital og lønn er også redusert ved at marginalsakten har blitt redusert. Særlig dette siste elementet vil ventelig påvirke lønnstakernes arbeidstilbud. I dette avsnittet fokuseres det derfor på endringer i beskatningen av lønnstakere.

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 hevet fra 366 000 kr til 394 000 kr (skatteklasse 1)
- Toppskattesatsen i trinn 1 redusert fra 13,5 til 9 prosent
- Innslagspunktet i trinn 2 i toppskatten redusert fra 936 800 kr til 750 000 kr (skatteklasse 1)
- Toppskattesatsen i trinn 2 redusert fra 19,5 til 12 prosent.

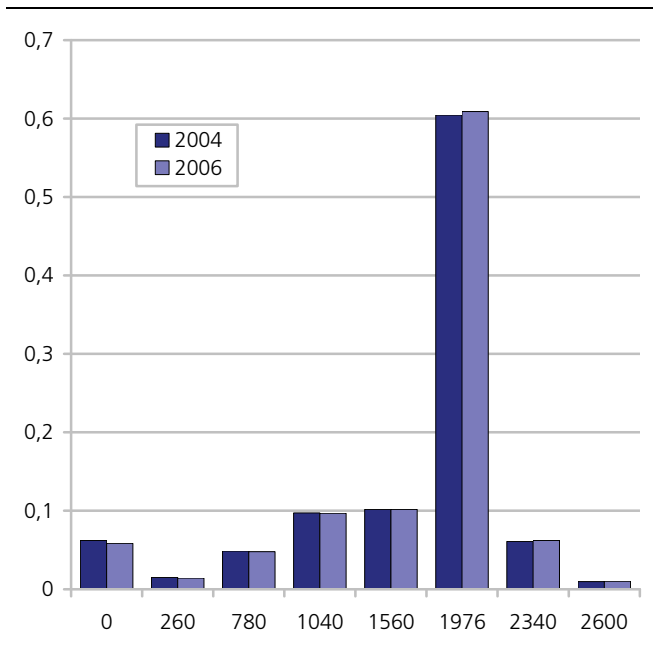
Populasjonen i LOTTE er delt inn i to grupper i simuleringene, husholdninger som er dekket av arbeidstilbudsmoellen (gruppe A) og husholdninger som ikke er dekket av modellen (gruppe B). Gruppe A består av alle husholdninger der de voksne er mellom 26 og 62 år og arbeider som lønnstakere, definert som at inntekt fra lønnsarbeid overstiger inntekt fra selvstendig næringsvirksomhet eller pensjon. Resten av husholdningene, inkludert husholdningene der de voksne er selvstendig næringsdrivende, tilhører gruppe B. Siden vi ikke har atferdsmodeller for gruppe B er vi ikke i stand til å simulere atferdseffekter for denne delen av LOTTE-populasjonen. Adferdseffektene for gruppe B er følgelig ignorert.

Ikke uventet finner vi at arbeidstilbudet til enslige kvinner og menn endrer seg lite ved en omlegging av skattesystemet ifølge punktene ovenfor, se figur 5.1 og tabell 5.1. Dette er i tråd med de svært små lønnselastisitetene i tabell 4.2. Når det gjelder menn og kvinner i parforhold, finner vi noe større effekter, se figurene 5.2 og 5.3 og tabell 5.1. Endringen i fordelingen av arbeidstid er derfor 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 partnere, se elastisiteter i tabell 4.1. Både den ubetingede og den betingede (gitt at man 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 man 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 skatteendringene 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, se figur 5.5, virker det rimelig at responsen er høyere blant gifte/samboende menn enn blant deres partnere, i forhold til de skatteendringene som analyseres her.

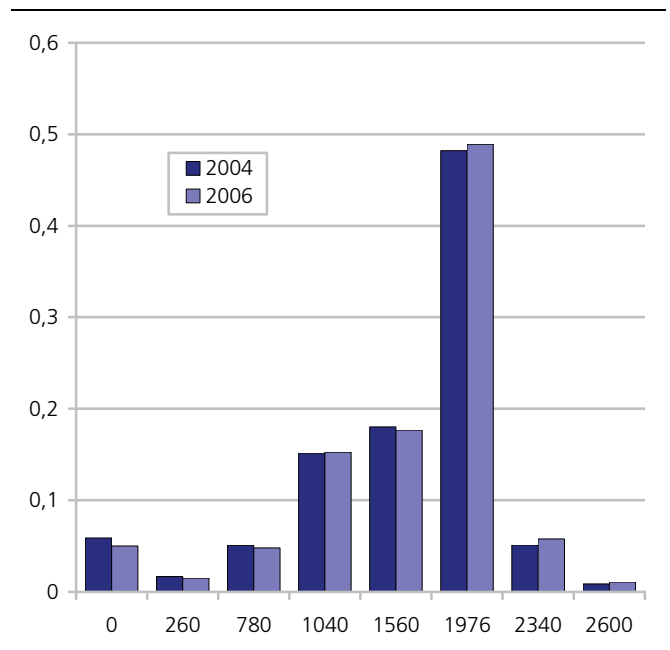
Tabell 5.1. Yrkesdeltaking og gjennomsnittlig arbeidstid, simuleringer ved LOTTE-Arbeid med skattesystemer for 2004 og 2006

		2004	2006
		skattesatser	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
	Sannsynligheten for å jobbe	0,938	0,942
Enslige kvinner	Gjennomsnittlig arbeidstid, gitt jobb	1 638	1 643
	Ubetinget gjennomsnittlig arbeidstid	1 537	1 546
	Gjennomsnittlig arbeidstid, gitt jobb	1 870	1 877

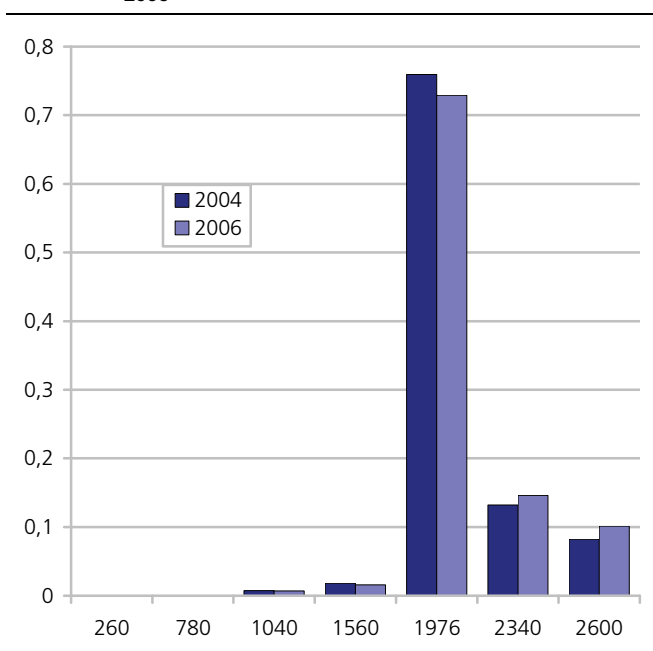
Figur 5.1. Enslige kvinners arbeidstilbud, simuleringer ved LOTTE-Arbeid med skattesystemer for 2004 og 2006



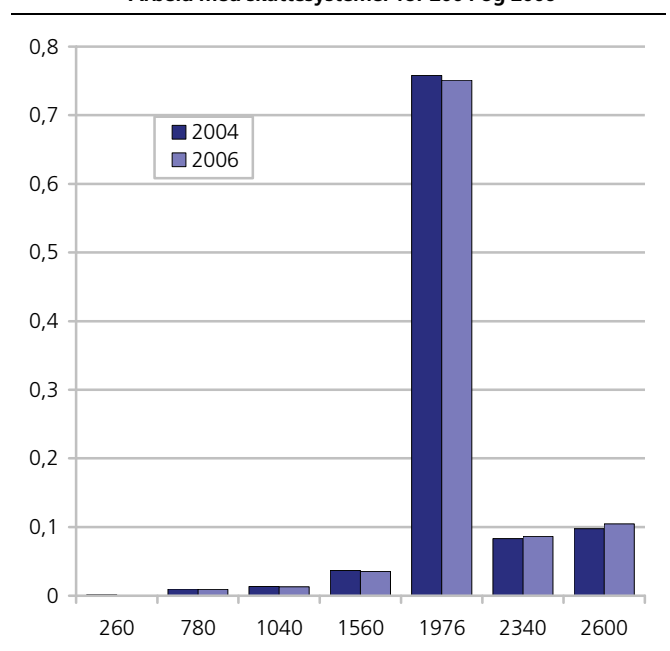
Figur 5.3. Gifte/samboende kvinners arbeidstilbud, simuleringer ved LOTTE-Arbeid med skattesystemer for 2004 og 2006



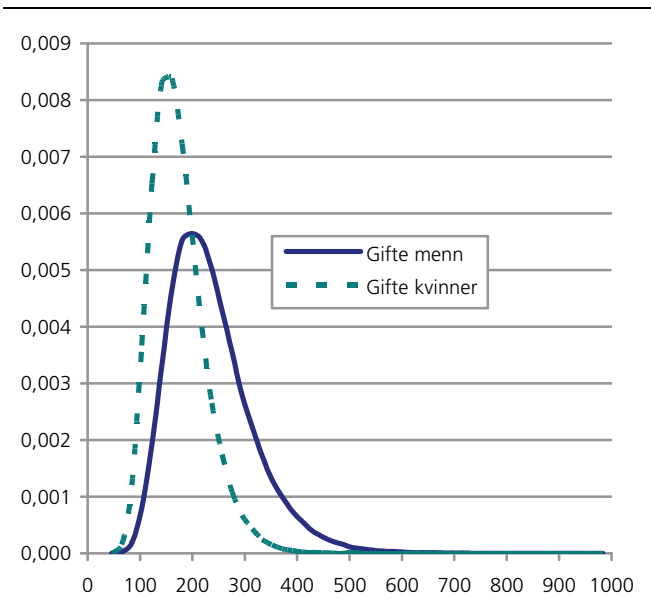
Figur 5.2. Gifte/samboende menns arbeidstilbud, simuleringer ved LOTTE-Arbeid med skattesystemer for 2004 og 2006



Figur 5.4. Enslige menns arbeidstilbud, simuleringer ved LOTTE-Arbeid med skattesystemer for 2004 og 2006



Figur 5.5. Fordeling av timelønn for gifte/samboende kvinner og menn (generert ved timelønnsrelasjonene)



5.2. Simuleringseksperiment (ii)

For ytterligere å belyse en del sentrale egenskaper ved den estimerte modellen, ser vi nå på effektene av partielle endringer i skattesystemet. Vi benytter skattereglene for 2007 som referansebane og sammenlikner effekter ved dette skattesystemet med følgende to alternativer:

1. Skattesystem 2: 2007-reglene uten toppskatt
2. Skattesystem 3: 2007-reglene helt uten minstefradrag/lønnsfradrag

Ved å simulere effektene av endringer i toppskatten ser vi hva som skjer når vi endrer en skatt som hovedsaklig rammer middels og høyere inntekter, mens det å fjerne minstefradraget betyr størst inntektstap for de som har lave inntekter.

For å vise betydningen av å ta hensyn til arbeidstilbudseffekter ved beregning av provenyeffekter av endringer i toppskatten, viser tabell 5.2 prediksjoner av provenyeffekter ved LOTTE-Arbeid og ved LOTTE-Skatt. Anslagene basert på LOTTE-Arbeid er forventede skatter beregnet med utgangspunkt i den estimerte sannsynlighetsfordelingen over arbeidstilbud og disponibel inntekt, og fanger dermed opp endringer i arbeidstilbudsfordelingen av endringer i skattesystemet. Siden man i vanlige beregninger basert på LOTTE-skatt betrakter inntekten før skatt som gitt, vil det dermed være avvik mellom anslagene basert på de to beregningsmetodene.

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 kan være flere årsaker til dette avviket. For det første har vi kun data for 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 det faktiske skattesystemet i 2007 og fremskrivninger av de estimerte timelønnsrelasjoner til 2007. Med andre ord skyldes forskjellene i skatteproveny mellom de to modellene blant annet 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 feil i simuleringene av arbeidstilbudet som skyldes svakheter ved modellen som ligger til grunn for LOTTE-Arbeid. Særlig er det grunn til å legge vekt på at de estimerte timelønnsrelasjonene har dårlig forklaringskraft og, som antydnet ovenfor, ikke gir helt tilfredsstillende simuleringer av høyre hale i inntektsfordelingen (jf. figur 3.7). Selv om de to modellene gir ulike anslag på det totale skatteprovenyet, betyr ikke det at modellene ikke gir verdifull informasjon om *endringer* i skatteproveny som følger av endringer i skattesystemet, og i så måte fyller de to modellene viktige funksjoner.

Fra tabell 5.2 ser vi at LOTTE-Arbeid gir et noe mindre anslag på provenyeffekten av å fjerne toppskatten enn LOTTE-Skatt. Det skyldes at LOTTE-Arbeid tar hensyn til at fjerning av toppskatten innvirker på skattegrunnlagene gjennom atferdseffekter. Vi ser blant annet at økningen i arbeidstilbudet fører til en betydelig økning i inntektene fra inntektsskatten til kommunene, fellesskatten og trygdeavgiften. 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, siden en ser bort fra alle atferdseffekter. Dette temaet er mer utførlig diskutert i Thoresen, Aasness og Jia (2006), men provenyeffektene av atferdsendringene er også nærmere beskrevet i tabell 5.3. 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 i dette tilfellet viser til endringer i arbeidstilbudet. Tabell 5.3 viser at den direkte provenyeffekten av å fjerne toppskatten er 14,5 mrd kr (=285,4-270,8 mrd kr),⁶ mens den indirekte effekten bidrar til å øke skattene med 3,5 mrd kr (=274,3-270,8 mrd kr). Dette indikerer at det er en betydelig indirekte effekt av å fjerne toppskatten som ikke fanges opp i de tradisjonelle LOTTE-Skatt beregningene.

⁶ I tabell 5.2 vises det at den direkte effekten av å fjerne toppskatten beskrevet ved LOTTE-Skatt er noe lavere, om lag 12,6 mrd kr.

Tabell 5.2. Effekter på skatteproveny av å fjerne toppskatten, beregnet ved LOTTE-Arbeid og LOTTE-Skatt. 2007-regler. Millioner kr

	Lotte-Arbeid			Lotte-Skatt		
	2007	Uten toppskatt	Differanse	2007	Uten toppskatt	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
- Bsu	419,9	419,9	0,0	419,9	419,9	0,0
- Kontantstøtte	2 720,5	2 720,5	0,0	2 720,5	2 720,5	0,0
- Småbarnstrygd	115,0	115,0	0,0	115,0	115,0	0,0
- Barnetrygd	14 481,1	14 481,1	0,0	14 481,1	14 481,1	0,0
- Skattereduksjonsregel	4 291,1	4 282,8	-8,4	4 803,6	4 802,9	-0,7
- Finnmarksfradrag	659,1	627,9	-31,2	570,7	554,4	-16,2
- Godtgjøre/fradrag	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Samlet skatt	285 363,2	274 372,5	-10 990,7	264 885,1	252 315,3	-12 569,8

Tabell 5.3. Direkte og indirekte effekter på skatteproveny av å fjerne toppskatten, simulert ved LOTTE-Arbeid. 2007-regler. Millioner kr

	2007	Uten toppskatt med atferdseffekter	Uten toppskatt og uten atferdsending
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
- Bsu	419,9	419,9	419,9
- Kontantstøtte	2 720,5	2 720,5	2 720,5
- Småbarnstrygd	115,0	115,0	115,0
- Barnetrygd	14 481,1	14 481,1	14 481,1
- Skattereduksjonsregelen	4 291,1	4 282,8	4 290,2
- Finnmarksfradrag	659,1	627,9	623,2
- Godtgjøre/fradrag	0,0	0,0	0,0
Samlet skatt	285 363,2	274 372,5	270 839,3

Tabell 5.4 Effekter på skatteproveny av å fjerne minstefradrag, beregnet ved LOTTE-Arbeid og LOTTE-Skatt. 2007 regler. Millioner kr

	Lotte-Arbeid			Lotte-Skatt		
	2007	Uten minste-fradrag	Differanse	2007	Uten minste-fradrag	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
- Bsu	419,9	419,9	0,0	419,9	419,9	0,0
- Kontantstøtte	2 720,5	2 720,5	0,0	2 720,5	2 720,5	0,0
- Småbarnstrygd	115,0	115,0	0,0	115,0	115,0	0,0
- Barnetrygd	14 481,1	14 481,1	0,0	14 481,1	14 481,1	0,0
- Skattereduksjonsregel	4 291,1	1 615,7	-2 675,4	4 803,6	1 835,4	-2 968,2
- Finnmarksfradrag	659,1	791,4	132,3	570,7	700,3	129,6
- Godtgjøre/fradrag	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Samlet skatt	285 363,2	338 154,3	52 791,1	264 885,1	317 478,4	52 593,3

Tabell 5.5. Direkte og indirekte effekter på skatteproveny av å fjerne minstefradraget, simulert ved LOTTE-Arbeid. 2007-regler. Millioner kr

	2007	Uten minstefradrag med atferdseffekter	Uten minstefradrag og uten atferdseffekter
Inntektsskatt til kommune	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
Formueskatt kommune	6 640,4	6 640,4	6 640,4
Formueskatt stat	3 270,3	3 270,3	3 270,3
- Bsu	419,9	419,9	419,9
- Kontantstøtte	2 720,5	2 720,5	2 720,5
- Småbarnstrygd	115,0	115,0	115,0
- Barnetrygd	14 481,1	14 481,1	14 481,1
- Skattereduksjonsregelen	4 291,1	1 615,7	1 609,9
- Finnmarksfradrag	6591	791,4	791,4
- Godtgjørelsesfradrag	0,0	0,0	0,0
Samlet skatt	285 363,2	338 154,3	338 451,4

Tabell 5.6. Fordeling av arbeidstid ved ulike endringer i 2007-reglene, simulert ved LOTTE-Arbeid

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
Enslige kvinner			
0	0,0550	0,0537	0,0563
260	0,0147	0,0143	0,0150
780	0,0480	0,0471	0,0480
1040	0,0969	0,0954	0,0955
1560	0,1018	0,1008	0,1007
1976	0,6105	0,6132	0,6106
2340	0,0628	0,0646	0,0634
2600	0,0104	0,0109	0,0105
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
Enslige menn			
260	0,0012	0,0012	0,0014
780	0,0092	0,0088	0,0098
1040	0,0131	0,0123	0,0131
1560	0,0357	0,0335	0,0353
1976	0,7522	0,7349	0,7501
2340	0,0855	0,0909	0,0860
2600	0,1030	0,1184	0,1042

Når det gjelder fjerning av minstefradraget gir de to simuleringmodellene omtrent samme anslag, snaue 53 mrd kroner, se tabell 5.4. Forskjellene i anslagene er små også når vi ser på provenyvirkningene på 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 5.5 viser tilsvarende at det er liten forskjell mellom provenyanslag med og uten atferdseffekter, om lag 0,3 mrd kr.

Vi kan også se nærmere på hvordan atferdseffektene fordeler seg på ulike arbeidstidsintervaller. I tabell 5.6 gir vi en mer detaljert oversikt over effektene på arbeidstidsfordelingen av å fjerne toppskatten og minstefradraget. Vi ser for eksempel i tabell 5.6 at andelen gifte/samboende kvinner og menn som jobber deltid og ordinær fulltid 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 (1 976 timer) 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 det være 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 (se figur 5.5), følger det at gruppen av gifte/samboende menn med høy timelønn vil respondere sterkere enn deres partnere. Dette skjer til tross for at menn (i gjennomsnitt) har lavere respons på endringer i timelønn, som vist i tabell 4.1.

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 deltid og ordinær fulltid.

Tabell 5.7. Gjennomsnittsinntekter og gjennomsnittsskatt for inntektsdesiler, simulert ved LOTTE-Arbeid. 2007-regler

Inntektsdesil	Gjennomsnittlig brutto inntekt	Gjennomsnittlig disponibel inntekt	Gjennomsnittlig skatt
1	65 807	65 479	327
2	146 764	135 471	11 292
3	197 851	169 061	28 789
4	243 012	197 062	45 949
5	284 715	223 616	61 098
6	327 389	249 689	77 700
7	373 542	277 532	96 009
8	431 382	311 708	119 673
9	513 638	358 789	154 849
10	865 127	574 631	290 496

Tabell 5.8. Gjennomsnittsinntekter og gjennomsnittsskatt for inntektsdesiler, simulert ved LOTTE-Arbeid. 2007-regler uten toppskatt

Inntektsdesil	Gjennomsnittlig brutto inntekt	Gjennomsnittlig disponibel inntekt	Gjennomsnittlig skatt
1	65 717	65 383	334
2	146 905	135 578	11 326
3	198 123	169 427	28 695
4	243 585	197 754	45 830
5	285 161	224 546	60 614
6	328 531	251 734	76 797
7	375 357	281 112	94 245
8	434 037	317 851	116 185
9	517 907	369 984	147 923
10	872 081	600 691	271 389

Et viktig formål for simuleringsmodellene er å beskrive hvordan endringene påvirker inntektsfordelingen. Også i en slik sammenheng er det viktig å ta hensyn til atferdseffekter. I tabellene 5.7, 5.8 og 5.9 sammenliknes inntektsfordelingen i referansesystemet (tabell 5.7) med inntektsfordelingene som følger av å fjerne toppskatten (tabell 5.8) og å ta bort minstefradraget (tabell 5.9). Husholdningene er gruppert etter størrelsen på ekvivalent husholdsinntekt (hvert hushold er representert med en observasjon og vi bruker kvadratroten av antall husholdsmedlemmer som vekt for å sammenlikne husholdninger med ulik størrelse). Ved å sammenlikne fordelingene beskrevet i tabell 5.7 og tabell 5.8, ser vi (som ventet) at det er personer med høye inntekter som har fordel av at toppskatten fjernes, mens det å fjerne minstefradraget betyr et større tap av inntekt, relativt sett, for husholdninger på lave inntektsnivåer.

Tabell 5.9. Gjennomsnittsinntekter og gjennomsnittsskatt for inntektsdesiler, simulert ved LOTTE-Arbeid. 2007-regler uten minstefradrag

Inntektsdesil	Gjennomsnittlig brutto inntekt	Gjennomsnittlig disponibel inntekt	Gjennomsnittlig skatt
1	65 637	60 645	4 992
2	146 935	120 309	26 626
3	198 436	152 719	45 717
4	244 086	181 574	62 511
5	285 946	207 799	78 147
6	328 635	233 003	95 631
7	375 455	260 619	114 836
8	433 477	293 815	139 662
9	516 133	340 373	175 760
10	867 484	556 304	311 180

Tabell 5.10. Fordelingen arbeidstilbudet til gifte/samboende menn etter egen inntekt i referansesystemet, simulert ved LOTTE-Arbeid

Arbeidstid	Laveste desil			2 - 9 desil			Høyeste desil		
	2007-regel	Uten toppskatt	Endring	2007-regel	Uten toppskatt	Endring	2007-regel	Uten toppskatt	Endring
260	0,0001	0,0001	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0003	0,0003	0,0000
780	0,0008	0,0008	0,0000	0,0004	0,0004	0,0000	0,0013	0,0012	-0,0001
1040	0,0112	0,0111	-0,0001	0,0060	0,0058	-0,0002	0,0135	0,0117	-0,0018
1560	0,0217	0,0200	-0,0017	0,0156	0,0132	-0,0025	0,0204	0,0166	-0,0039
1976	0,7914	0,7462	-0,0452	0,7294	0,6487	-0,0807	0,7432	0,6662	-0,0770
2340	0,1155	0,1343	0,0188	0,1466	0,1725	0,0259	0,1319	0,1596	0,0277
2600	0,0593	0,0875	0,0282	0,1020	0,1594	0,0574	0,0895	0,1445	0,0551

Tabell 5.11 Fordelingen av arbeidstilbudet til gifte/samboende menn etter ektefelles/samboers inntekt i referansesystemet, simulert ved LOTTE-Arbeid

Arbeidstid	Laveste desil			2 - 9 desil			Høyeste desil		
	2007-regel	Uten toppskatt	Endring	2007-regel	Uten toppskatt	Endring	2007-regel	Uten toppskatt	Endring
260	0,0001	0,0001	0,0000	0,0001	0,0001	0,0000	0,0001	0,0002	0,0000
780	0,0006	0,0006	0,0000	0,0004	0,0004	0,0000	0,0010	0,0010	0,0000
1040	0,0085	0,0079	-0,0006	0,0064	0,0061	-0,0003	0,0128	0,0121	-0,0007
1560	0,0183	0,0158	-0,0025	0,0159	0,0134	-0,0025	0,0220	0,0189	-0,0031
1976	0,7645	0,6972	-0,0673	0,7291	0,6496	-0,0795	0,7724	0,7079	-0,0645
2340	0,1313	0,1572	0,0258	0,1460	0,1714	0,0254	0,1208	0,1458	0,0251
2600	0,0766	0,1212	0,0445	0,1021	0,1590	0,0569	0,0709	0,1142	0,0433

Tabell 5.12. Fordelingen av arbeidstilbudet til gifte/samboende kvinner etter egen inntekt i referansesystemet simulert ved LOTTE-Arbeid

Arbeidstid	Laveste desil			2 - 9 desil			Høyeste desil		
	2007-regel	Uten toppskatt	Endring	2007-regel	Uten toppskatt	Endring	2007-regel	Uten toppskatt	Endring
0	0,0634	0,0657	0,0023	0,0418	0,0430	0,0012	0,1049	0,0980	-0,0070
260	0,0161	0,0182	0,0021	0,0136	0,0153	0,0017	0,0274	0,0252	-0,0022
780	0,0489	0,0495	0,0006	0,0450	0,0461	0,0011	0,0745	0,0664	-0,0081
1040	0,1540	0,1528	-0,0012	0,1486	0,1467	-0,0018	0,2011	0,1774	-0,0237
1560	0,1745	0,1692	-0,0053	0,1782	0,1675	-0,0108	0,1716	0,1595	-0,0121
1976	0,4760	0,4675	-0,0085	0,5021	0,4926	-0,0094	0,3783	0,4111	0,0328
2340	0,0564	0,0628	0,0064	0,0594	0,0716	0,0122	0,0362	0,0515	0,0153
2600	0,0107	0,0142	0,0034	0,0113	0,0171	0,0058	0,0060	0,0108	0,0048

Tabell 5.13. Fordelingen av arbeidstilbudet til gifte/samboende kvinner etter ektefelles/samboers inntekt i referansesystemet simulert ved LOTTE-Arbeid

Arbeidstid	Laveste desil			2 - 9 desil			Høyeste desil		
	2007-regel	Uten toppskatt	Endring	2007-regel	Uten toppskatt	Endring	2007-regel	Uten toppskatt	Endring
0	0,0480	0,0474	-0,0005	0,0453	0,0460	0,0007	0,0925	0,0920	-0,0005
260	0,0135	0,0140	0,0005	0,0142	0,0156	0,0014	0,0252	0,0267	0,0016
780	0,0453	0,0445	-0,0008	0,0466	0,0470	0,0004	0,0653	0,0640	-0,0013
1040	0,1472	0,1423	-0,0049	0,1515	0,1480	-0,0035	0,1843	0,1774	-0,0069
1560	0,1768	0,1681	-0,0086	0,1779	0,1674	-0,0106	0,1718	0,1617	-0,0101
1976	0,4985	0,4958	-0,0026	0,4951	0,4887	-0,0064	0,4118	0,4144	0,0026
2340	0,0595	0,0711	0,0116	0,0583	0,0705	0,0121	0,0419	0,0524	0,0105
2600	0,0113	0,0166	0,0054	0,0111	0,0168	0,0057	0,0072	0,0113	0,0041

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 inntektsfordelings-effekter. For å gi et eksempel på dette viser vi avslutningsvis i denne gjennomgangen hvordan gifte/samboende menn med høy inntekt i initialsituasjonen responderer sterkere på fjerningen av toppskatten enn menn med lavere inntekter, se tabell 5.10. Når vi derimot grupperer resultatene for menn etter kvinnenes inntektsnivå, finner vi ikke noe slikt mønster (tabell 5.11). Det skyldes at en del menn med høye inntekter har partnere med lave inntekter, som for eksempel skyldes at konene er hjemmearbeidende. Også for gifte/samboende kvinner finner vi at arbeidstilbudseffektene øker med økt inntektsnivå, men mønsteret her er svakere enn for mennenes del (tabell 5.12). Endelig finner vi, tilsvarende som for menn, at det ikke ser ut til å være en systematisk sammenheng mellom kvinnenes arbeidstilbudsrespons og deres mannlige partners inntektsnivå, se tabell 5.13.

6. Avsluttende kommentarer

I denne rapporten har vi gitt en motivasjon for og en beskrivelse av hovedelementer og sentrale egenskaper i arbeidstilbudsmodellen LOTTE-Arbeid. Videre har vi diskutert prediksjonsegenskaper og resultater fra simuleringseksperimenter utført ved hjelp av modellen. Disse simuleringresultatene gir verdifull informasjon om arbeidstilbudseffekter ved endringer i skattesystemet. 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. Dokumentasjonen i Dagsvik og Jia (2006, 2008) gir en bra utførlig diskusjon 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 modelleringstrategi 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 skjønsspørsmål hva som man skal regne som rimelig og akseptabel usikkerhet i prediksjonene. Vi mener imidlertid at kunnskap og metoder nå har nådd et så vidt høyt nivå at en bør vurdere å ta i bruk et slikt analyseapparat i forberedelser av de årlige budsjettene. Slik sett gir denne rapporten en beskrivelse av hva en kan oppnå ved dette.

Referanser

- Alstadsæter, A., E. Fjærli og T.O. Thoresen (2006): Om bakgrunnen for og utformingene av skattereformen 2006, *Beta: Tidsskrift for bedriftsøkonomi*, nr 1, 2006 (www.idunn.no).
- Benedictow, A., M.F. Hussein og J. Aasness (2000): Fordelingseffektivitet av direkte og indirekte skatter, *Økonomiske analyser*, 9/2000, 30–36.
- Blundell, R., A. Duncan, J. McCrae og C. Meghir (2000): The Labour Market Impact of the Working Families Tax Credit, *Fiscal Studies* 21, 427–468.
- 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.
- Boug, P., Y. Dyvi, P.R. Johansen og B. Naug (2002): MODAG-en makroøkonomisk modell for norsk økonomi, SØS 108, Statistisk sentralbyrå.
- 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 mikrobaserede arbeidstilbudsforskningen i Statistisk sentralbyrå, *Norsk økonomisk tidsskrift* 18, 22–53.
- 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.
- Dagsvik, J.K. og Z. Jia (2008) An Alternative Approach to Labor Supply Modeling, Emphasizing Job-type as Choice Variable, kommer som Discussion Papers, Statistisk sentralbyrå.
- 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., Z. Jia, T. Kornstad og T.O. Thoresen (2007): LOTTE-Arbeid – mikrobasert modell for beregning av arbeidstilbudseffekter av skatteendringer, *Økonomiske analyser* 6/2007, 39–47.
- Dagsvik, J.K., Z. Jia, T. Kornstad og T.O. Thoresen (2008): Tilbudsvirkninger ved skattereformer: Virkninger av utvalgte skattereformer simulert ved modellen LOTTE-Arbeid. Kommer i *Norsk økonomisk tidsskrift*.
- Diamond, J.W. (2005): Dynamic Effects of Extending the 2001 and 2003 Income Tax Cuts, *International Tax and Public Finance* 12, 165–192.
- Evers, M., R.A. de Mooij, and D.J. van Vuuren (2005): What Explains the Variation in Estimates of Labour Supply Elasticities, CESifo Working Paper No. 1633.
- Heide, K. M., E. Holmøy, L. Lerskau og I.F. Solli (2004): *Macroeconomic Properties of the Norwegian Applied General Equilibrium Model MSG6*. Rapporter 2004/18, Statistisk sentralbyrå.
- Killingsworth, M. og J. Heckman (1986): Female labor supply: a survey, i O. Ashenfelter og R. Layard (red.): *Handbook of labor economics*, Vol. 1, Amsterdam: North-Holland, 103-204.
- 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.

Slemrod, J.B. (1995): Income creation or income shifting? Behavioral responses to the tax reform act of 1986, *American Economic Review Papers and Proceedings* **85**, 175–180.

Statistisk sentralbyrå (2007): Skatteberegningsmodellen LOTTE.
<http://www.ssb.no/forskning/modeller/lotte>.

Thoresen, T. O., J. Aasness og Z. Jia (2006): More Realistic Estimates of Revenue Changes from Tax Cuts. Artikkel presentert ved the 8^d Nordic Seminar on Microsimulation Models, Oslo, 7-8 juni, 2006.

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.

Aaberge, R. og U. Colombino (2006): Designing Optimal Taxes with a Microeconomic Model of Household Labour Supply. Discussion Papers 475, Statistisk Sentralbyrå.

Aasness, J., J. K. Dagsvik, og T. O. Thoresen (2007): “The Norwegian Tax-benefit Model System LOTTE”, i A. Gupta og A. Harding (red.): *Modelling Our Future: Population Ageing, Health and Aged Care*. International Symposia in Economic Theory and Econometrics, Vol 16, Amsterdam: Elsevier, 513–518.

Vedlegg A

Tabeller

Tabell A1. Estimater for timelønnsrelasjonen, kvinner og menn, 1997

Variable	Menn		kvinner		Kvinner, korrigert for seleksjon	
	Estimat	z-verdi	Estimat	z-verdi	Estimat	z-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	Standardavik
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>			
EkspONENT	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
Fritids-interaksjonsledd	γ	0.2047	0.147
Minstekvantum, fritid	L_0	5,110	
Jobbmulighetsindeks $m_f(X)$, $\log m_f(X) = f_{F1} + f_{F2}S$			
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 ρ^2		0.44	