

*Torstein Bye, Per Richard Johansen og  
Kjell Gunnar Salvanes*

## **Evaluering av Arbeids- tilbudsforskningen i SSBs forskningsavdeling**

Notater

## Innhold

<b>1. Innledning</b> .....	<b>3</b>
<b>2. Bakgrunn for evalueringen</b> .....	<b>4</b>
<b>3. Arbeidstilbudsforskningen i SSB og internasjonalt</b> .....	<b>5</b>
3.1. Et overordnet perspektiv .....	6
3.1.1. Makrobasert tidsserieanalyse av arbeidstilbudet .....	7
3.1.2. Mikrobasert arbeidstilbudsanalyse, første generasjon .....	8
3.1.3. Mikrobasert arbeidstilbudsanalyse, andre generasjon .....	8
3.1.4. Mikrobasert arbeidstilbudsanalyse, tredje generasjon .....	8
3.1.5. Mikrobasert arbeidstilbudsanalyse i en MSG-kontekst .....	8
3.1.6. Mikrobasert skatteanalyse basert på deskriptive metoder .....	9
3.2. Nærmere om arbeidstilbudsforskningen i SSB .....	9
3.2.1. Makro .....	9
3.2.2. Mikrobasert arbeidstilbudsforskning .....	10
3.2.3. Arbeidstilbudsrelaterte studier .....	13
3.2.4. Fra mikro til makro .....	14
<b>4. Ressursomfang og avkastning</b> .....	<b>14</b>
<b>5. Empirisk relevans</b> .....	<b>15</b>
<b>6. Data</b> .....	<b>16</b>
<b>7. Hvordan svares på utfordringene gitt i bakgrunnskapittelet</b> .....	<b>18</b>
<b>8. Konklusjoner</b> .....	<b>19</b>
<b>Referanser</b> .....	<b>21</b>

### Vedlegg

- A. Analyser av arbeidstilbudet basert på aggregerte tidsseriedata
  - B. Inntektsresponser ved endringer i marginal avkastning
  - C. Oppsummering og status for deler av arbeidet med mikroøkonomiske modeller for analyse av arbeidstilbud, skatt og fordeling av inntekt/velferd etter 1995
  - D. Hvordan skal arbeidstilbudseffekter tallfestes? En oversikt over den mikrobaserte arbeidstilbudsforskningen i Statistisk sentralbyrå
- De sist utgitte publikasjonene i serien Notater



# 1. Innledning

Med dette legger vi fram vår evaluering av arbeidstilbudsforskningen i Statistisk sentralbyrå over de siste 25 årene. Å foreta en slik evaluering kan virke ambisiøst. Enkeltprosjekter og enkeltsatsinger er gjenstand for en vurdering og evaluering gjennom de årlige VP-planene, men en slik gjennomgang er gjerne preget av mindre endringer i forhold til det bestående og er ikke en større evaluering av et helt forskningsfelt. De enkelte skriftlige arbeidene fra forskningen blir vurdert gjennom ulike former for referee og/eller interne godkjenningsordninger etc. Arbeidstilbudsforskningen over disse årene har imidlertid aldri vært gjenstand for en samlet vurdering.

I det siste har en i forskningsavdelingen lagt noe vekt på å beskrive satsingsområder som en ramme for de enkelte års planer. Evaluering av forskningsområder passer godt inn i en slik rammestyring av virksomheten.

Statistisk sentralbyrås forskningsavdeling har vært gjenstand for evaluering gjennom Norges Forskningsråd (1998), og en må forvente at avdelingen kommer til å bli evaluert av forskningsrådet på ny. I forbindelse med den forrige evalueringen ble SSB bedt om å gjennomføre en egevaluering. Dette ble gjort samlet for avdelingen. Etter hvert som både de økonomiske ressursene og tilgangen på godt kvalifisert personell blir mer og mer knappe er det behov for en kontinuerlig evaluering av både gamle eksisterende og nye satsinger.

I 2001 gjennomførte avdelingen en evaluering av en av de nyere satsingene, Norm-prosjektet, etter at dette hadde pågått i 3 år. Denne gangen foretas en evaluering av et av de områdene hvor det har foregått forskning i lang tid, altså et modent område. Som bakgrunn for evalueringen ble det laget et mandat for evalueringen:

## **Mandat for evaluering av arbeidstilbudsforskningen i SSB**

### *Bakgrunn*

Forskningsavdelingen i SSB har ingen lang praksis med å lage egevalueringer av sin forskning. I forbindelse med NFR-evalueringen på slutten av 1990-tallet ble det lagt en egevalueringsrapport og det ble gjennomført en evaluering av "normprosjektet" i 2000. Forskerne blir til stadighet evaluert som individer og seksjonene blir også i noen grad evaluert mht. evnen til å gjennomføre virksomhetsplaner og prosjekter. Evaluering av forskningstema slik en gjorde med "normprosjektet", er derimot uvanlig, men vil være viktig av strategiske grunner, ikke minst fordi en vil kunne få en mer helhetlig vurdering av i hvilken grad resultatene av aktiviteten på feltet har svart på utfordringene slik de er formulert i formålet med virksomheten i Forskningsavdelingen. Dessuten vil evalueringen kunne peke på forhold som kan bidra til å gi en mer effektiv ressursbruk på det aktuelle feltet i framtiden. Noen av forskningsfeltene våre har eksistert over lang tid og ikke vært gjenstand for en samlet evaluering, selv om en samling av enkeltprosjekter vurderes hvert år gjennom VP-behandlingen. Da kan det være grunn til å stoppe opp og foreta en samlet vurdering av ressursinnsats, vinkling og satsing innenfor området. Forskning omkring arbeidstilbud er et slikt felt.

### *Formål med evalueringen*

Siktemålet for evalueringen av arbeidstilbudsforskningen i SSB er å gi innspill til hvordan vi best kan drive dette arbeidet videre, gitt de ressurser (kompetanse og finansiering) en rår over og de mål som finnes for virksomheten til Forskningsavdelingen:

Arbeidstilbudsforskning er et sentralt felt for avdelingens arbeid, gitt målene for avdelingens virke (analysere SSB statistikk, forstå virkemåten til økonomien, utvikle økonomiske modeller og bruke dem til politikkanalyser). Utnyttelse av arbeidskraften er trolig viktig for samlet velferd, fordi ledighet er en kilde til ulikhet, fordi utdanning av arbeidskraft er en viktig kilde til sparing og dermed viktig for økonomisk vekst. Det er derfor ikke et spørsmål om vi skal drive forskning på dette feltet, men eventuelt *hvor omfattende* den bør være og *hvordan den skal organiseres og drives*. Naturlige spørsmål å stille ved en slik evaluering er om ressursbruken står i forhold til hva vi får ut av dette, om organiseringen er hensiktsmessig og aktiviteten er tilstrekkelig samordnet, om vinklingen av forskningen tar høyde for den internasjonale fronten på dette området, om forskningen understøtter vårt arbeide med analyse av norsk økonomi på en hensiktsmessig måte, om vi har tilstrekkelig konsentrasjon (bør noe prioriteres opp, noe annet ned), eller om vi burde ta opp nye aspekter innen dette feltet, om vi understøtter den teoretiske forskningen med empiriske analyser og om de data vi benytter er hensiktsmessig i den henseende, om forskningen burde avlede satsing på nye dataprojekter etc.

#### *Strategi og tidsplan*

Evalueringen skal basere seg på foreliggende skriftlig materiale, men man bør innhente korte oppsummeringsnotater fra de aktuelle forskerne hvor disse blir bedt om å beskrive og vurdere sin egen forskning på feltet. En slik egenevaluering bør innhentes snarest. Det er ønskelig at evalueringen foreligger i mai/juni.

#### *Evalueringsgruppe*

Evalueringsgruppen består av

Torstein Bye  
Per Richard Johansen  
Kjell Gunnar Salvanes

## **2. Bakgrunn for evalueringen**

Forskningsavdelingen er en del av SSB og er selvsagt underlagt de generelle rammene som gjelder for vår institusjon. Dette legger noen føringer som gjør at vi ikke uten videre kan sammenligne oss med andre forskningsinstitutter og/eller universiteter direkte. Vi skal være en anvendt forskningsinstitusjon innenfor rammen av Statistisk sentralbyrå.

**Statistikkloven** sier: § 3-1 : Statistisk sentralbyrå er det sentrale organ for utarbeiding og spredning av statistikk...I denne sammenheng skal Statistisk sentralbyrå: a)....., b)..... c)Utvikle statistiske metoder og utnytte statistikken til analyse og forskning, d)....., e).....

I **Strategiplanen 2002** heter det om forskningens hovedmål:

- Bidra til kunnskap om det norske samfunn ved å analysere Statistisk sentralbyrås statistikk.
- Utvikle verktøy for analyse og politikktutforming.
- Analysere for å avdekke svakheter og dermed styrke kvaliteten av statistikken.
- Utvikle verktøy og metoder for å støtte og effektivisere statistikkproduksjonen.

I **Norges forskningsråd** sin evaluering av Statistisk sentralbyrås forskningsvirksomhet heter det blant annet:

*Det faglige arbeidet spenner vidt i SSB, fra rene dataoppgaver, over utredningsarbeider til mer forskningsbaserte oppgaver, herunder også egentlig grunnforskning. Det finnes således rene teoretisk-metodiske arbeider som man ikke umiddelbart ville betrakte som en naturlig del av virksomheten ved en anvendelsesorientert forskningsinstitusjon som SSB. Kvaliteten av denne forskningen er på et*

*absolutt høyt nivå, noe som er dokumentert ved publiseringer i høyt anerkjente internasjonale tidsskrifter. Forskning av denne type er imidlertid sterkt personavhengig. Det er et spørsmål om en satsing på denne type forskning representerer en optimal utnyttelse av institusjonens komparative fordeler samt en hensiktsmessig arbeidsdeling mellom anvendte forskningsinstitusjoner og universiteter.*

Det heter også at:

*Til tross for at det er stor faglig kompetanse i SSB, og at denne på mange måter har internasjonal standard, kan det settes spørsmålsteget ved om mulighetene utnyttes optimalt. Det er store forskjeller mellom enkelte seksjoner med henhold til den faglige profilering, hvor seksjon for miljø- og ressursøkonomi nok står sterkest. Ses publiseringsnivået i forhold til antall medarbeidere samt det faktum, at det arbeides innenfor en rekke områder som ligger sentralt i forhold til sosialøkonomiske kjerneområder, kunne det forventes et høyere publiseringsnivå. Det gjelder ikke minst hvis vi sammenligner med utenlandske institusjoner på samme kompetansenivå. Etter (gjeldende) norsk standard scorer imidlertid SSB høyt.*

og videre heter det:

*Den vitenskapelige evalueringen antyder også at det blant de viktige arbeidene som de gjør, er det likevel en tendens til at de metodisk mest avanserte henger seg opp i problemer av begrenset vitenskapelig relevans. Her kunne man kanskje være dristigere. Når en først har etablert et så stort forskningsinstitutt innenfor et Statistisk sentralbyrå med tette koplinger til et brukermiljø som er kompetent, men som av naturlige grunner trekker i faglig konserverende retning, er det viktig å stimulere til teoretisk nysgjerrighet. .... For å motvirke faren for faglig konservatisme, spesielt på det makroøkonomiske området, er det viktig at ledelsen ved Byrået aksepterer utvikling i retning av økt faglig romslighet som har pågått de senere årene, og at Finansdepartementet ikke "grumler" for mye.*

I retningslinjene for virksomhetsplanarbeidet i Forskningsavdelingen i 2002 het det blant annet (prioplan\_rev\_01nov02.doc fra forskningsdirektøren):

*Ndg. arbeidstilbud, kan det synes som om det drives til dels overlappende prosjekter side om side. Her bør det trolig skje en tydeliggjøring av hva value added er av de enkelte prosjektene, og de bør i sterkere grad innordnes en felles prosjektledelse. Som for fordelingsanalyser, betyr en slik samordning og prioritering i praksis at forskerne med høyest kompetanse på feltet får myndighet til å allokere personer til konkrete prosjekter i noe sterkere grad enn i dag.*

### **3. Arbeidstilbudsforskningen i SSB og internasjonalt**

I en beregning av Bye et al (1994) framgår at av en total nasjonalformue på nærmere 10 000 milliarder kroner utgjør den menneskelige kapital nærmere 70 prosent. Det sier seg selv at forskning omkring tilbudskurven for denne ressursen er helt essensiell for en avdeling som tar sikte på å si noe kvantitativt om norske makroøkonomiske forhold. Det er også rimelig med en relativt omfattende forskning på dette temaet. Dessuten foregår det en stor og omfattende produksjon av statistikk om arbeidsforhold i SSB. Det burde derfor være et godt grunnlag for samspill mellom forskning på dette området og statistikkproduksjonen.

Arbeidstilbudsforskningen i forskningsavdelingen i SSB har foregått over de siste 25 årene, hvor starten var preget av stiliserte læreboksmodeller estimert ved bruk av aggregatdata, til de siste årene hvor en har anvendt sofistikerte teoretiske og økonometriske modeller estimert ved bruk av mikrodata, se Dagsvik (2003) og Aaberge (2003) for en oversikt og diskusjon.

I analysesammenheng kan en være opptatt av arbeidstilbudet i makroforstand eller adferd hos de enkelte individer (mikro). Over de siste 25 årene har en mindre del av satsingen på arbeidstilbudsforskning i SSB vært knyttet til makrostudier, men det meste av ressursene har gått til mer mikrobaserte studier av arbeidstilbud. Et representativ agent-utgangspunkt, som en ofte har i makroforskningen, kan være egnet i noen tilfelle. Imidlertid er det alltid slik at aggregerte tidsserier

som framstår som gjennomsnittsutviklingen av mange sammensatte effekter kan tilsløre en del faktiske forhold. Det finnes en lang og omfattende litteratur som omhandler ulike former for aggregeringsproblemer fra mikro til makro. Dette problemskomplekset er ikke noe mindre for arbeidsmarkedet enn for andre faktor eller produktmarkeder. En del av mikrostudiene har sitt utgangspunkt i at en enkel aggregering som foregår i statistikkproduksjonen tilslører viktige forhold – ikke minst kan en få en gal intuisjon omkring arbeidstilbudselastisiteter som i makroanalyser som oftest er en sammensetning av effekter fra bakenforliggende ikkespesifiserte mikroelastisiteter og endring i sammensetning av heterogene aktører. Siden skattesystemet i Norge er progressivt, oppstår det dessuten endogenitetsproblemer når en forsøker å representere skattesystemet ved hhv. gjennomsnittskatt og gjennomsnittlig marginalsatt. Dette problemet er nærmere diskutert av Strøm og Aaberge (1997, 1998), se også Aaberge (2003). Dette er et teoretisk viktig poeng, men i praksis har mikro og makro analyser den siste tiden vist seg å gi om lag like elastisiteter.

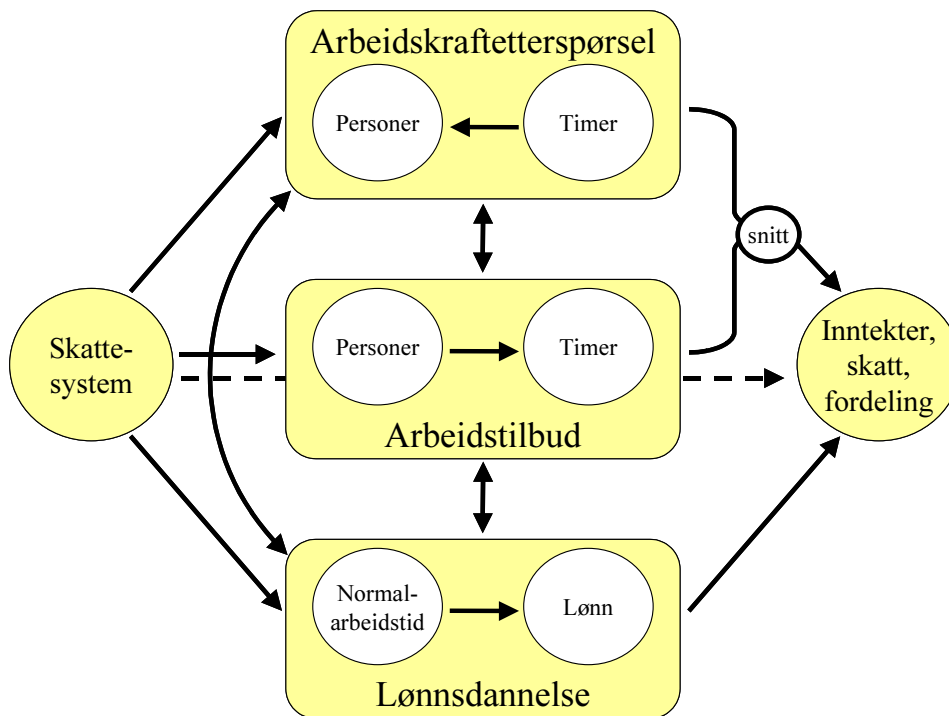
Ofte er en også opptatt av mer mikroadferd fordi problemstillingene krever dette, for eksempel i fordelingsanalyser, produktivitetsanalyser etc. Da må en benytte mikrodata for å avsløre egenskaper til mest mulig homogene grupper av individer, eventuelt enkeltaktører, med ulike kjennetegn. Slike mikrostudier blir lett komplekse siden arbeidstilbud ikke kan sees på som enkle kontinuerlige valg, men gjerne består av trinn av diskrete (jobb - ikke jobb) og kontinuerlige valg. Kompleksiteten i skattesystemet fører dessuten til at budsjettbetingelsen får ikke-konveks funksjonsform. I tillegg må en ta hensyn til at valgene kan være simultane mellom individer (husholdningsmedlemmer), og intertemporære. Allerede nå skjønner en at kompleksiteten i slike studier kan være stor og at det kreves både avanserte teoretiske og økonometriske metoder for å håndtere disse. I tillegg kommer at mange attributter ved jobbvalg er ikkeobserverbare, noe som stiller modelleringen og økonometrien på store utfordringer. Litteraturen på området, se for eksempel Blundell og MaCurdy (1999) viser da også svært sprikende resultater avhengig av modellvalg og datasett som benyttes, se også Mroz (1987).

Arbeidstilbudsadferd er viktig ikke bare ved studier av arbeidstilbud i seg selv, men også fordi man er opptatt av inntektsfordelingseffekter av tiltak som kan være påvirket av endringer i arbeidstilbudet, likeså skatteendringer som følge av tiltak, koblinger på arbeidsmarkedet, makroøkonomiske effekter der tilbud av arbeid er helt essensielt hvis en ønsker å gjøre anslag på økonomisk vekst, etc.

I løpet av de siste 25 årene som arbeidstilbudsforskning har vært drevet i SSB har utviklingen både nasjonalt og internasjonalt dreid fra makrobasert empirisk forskning basert på tidsserier til mikrobasert forskning. Internasjonal litteratur på feltet i dag er nesten utelukkende mikro basert forskning.

### **3.1. Et overordnet perspektiv**

Nedenfor har vi forsøkt å lage en skisse over den arbeidstilbudsforskning som har vært drevet i Forskningsavdelingen gjennom 25 år. Slike skisser er selvsagt grove og stiliserte og gir ingen komplett forståelse av dette, men kan fungere som en grov gruppering av noen av de retningene dette har tatt, og gi en viss forståelse for hvordan de ulike prosjektene/områdene henger sammen.



**Figur 1. Modelling av arbeidstilbud**

Figuren gir en oversikt over noen sentrale "variable" knyttet opp mot arbeidstilbudet, der de heltrukne pilene viser retningen på kausale sammenhenger. Arbeidstilbudet er selvsagt knyttet opp mot mange andre variable enn de som er angitt, først og fremst ulike kjennetegn ved befolkningen (for eksempel utdanning), men disse kan vi tenke oss inngår som dimensjoner ved variabelen "arbeidstilbud" i figuren (dvs uten at figuren tar sikte på å forklare hvordan de i sin tur blir bestemt).

Arbeidstilbudet påvirkes direkte av lønn og arbeidstidsregler, skattesystemet og - innenfor et ikke-generell-likevektsperspektiv - av etterspørselen etter arbeidskraft (discouraged worker-effekter ved etterspørselsbestemt sysselsetting). Foruten arbeidstilbudet, påvirker skattesystemet også lønnsdannelsen og etterspørselen etter arbeidskraft. Arbeidstilbudet påvirker på sin side direkte lønn og - innenfor et generell-likevektsperspektiv - etterspørselen etter arbeidskraft (tilbudsbestemt sysselsetting). Lønn og etterspørsel etter arbeidskraft påvirker dessuten hverandre. Endelig bestemmer snittet  $\{\text{arbeidstilbud}\} \cap \{\text{arbeidskraftetterspørsel}\}$  - sammen med lønn og skattesystemet - skatteproveny og inntektsfordeling.<sup>1</sup>

SSBs ulike prosjekter innen arbeidstilbudsforskning kan nå plasseres i forhold til elementene i figuren.

### 3.1.1. Makrobasert tidsserieanalyse av arbeidstilbudet

Arbeidstilbudet i MODAG/KVARTS modellerer i makro pilene som peker mot arbeidstilbud-boksen i figuren, dvs. hvordan skatter (inkl. trygder), lønninger og arbeidskraftetterspørsel/-ledighet påvirker arbeidstilbudet (inkl. uføreandeler). Arbeidstilbudet er uttømmende beskrevet, i den forstand at det omfatter tilbudet av arbeid fra hele befolkningen i Norge i alderen 16-74 år. Tilbudet er splittet på åtte demografiske grupper basert på kjønn og alder, der også utdanning og antall barn trekkes inn som forklaringsfaktorer.

<sup>1</sup> Ved siden av lønn inngår normalarbeidstida i boksen for lønnsdannelse. Begrunnelsen er at normalarbeidstida i stor grad blir bestemt gjennom tariffavtaler, på samme måte som lønna, at den innvirker på lønna, når den først er bestemt, at den har betydning for forholdet mellom timer og personer i både arbeidstilbudet og etterspørselen, og at den påvirker matchingprosessen mellom tilbud og etterspørsel direkte. Det er imidlertid ingen av prosjekter i SSB som har tatt sikte på å forklare normalarbeidstida.



Skattesystemet er med dagens opplegg representert på en forenklet måte ved en gjennomsnittsskatt. Lønningene og etterspørselen etter arbeidskraft er også modellert i modellene. Siden modelleringen av lønnsdannelsen innebærer at reallønningene alltid er høyere enn det som skaper likevekt i arbeidsmarkedet, er etterspørselen etter arbeidskraft målt i personer alltid lavere enn tilbudet, dvs. arbeidstakerne - og dermed husholdningene som gruppe - er rasjonert på arbeidsmarkedet. Dermed bestemmes konsumet av en egen "constrained" (makro-)konsumfunksjon, der inntekten - og ikke reallønna alene - inngår, slik at koeffisientene i konsumfunksjonen og i arbeidstilbudsfunksjonene ikke reflekterer samme marginale avveielser. De er da også estimert uavhengig av hverandre.<sup>2</sup>

Arbeidstilbudsrelasjonene bestemmer *antall personer* i arbeidsstyrken, og det gjøres ingen forsøk på å forklare tilbudte arbeidstimer, dvs. anslå graden av undersysselsetting i økonomien. Koblingen mellom tilbud og etterspørsel skjer derfor utelukkende gjennom antall personer, der en på etterspørselssiden omregner fra timer til personer basert på forutsetninger om normalarbeidstid og normale deltidsandeler. Arbeidskraften forutsettes å være homogen, dvs. snittet av tilbud og etterspørsel tilsvarer minimum av de to størrelsene. Det betyr at faktisk sysselsetting og dermed skatteprovenyet (og - ikke modellert - inntektsfordelingen) bestemmes av etterspørselen etter arbeidskraft, uavhengig av tilbudet<sup>3</sup>.

### **3.1.2. Mikrobasert arbeidstilbudsanalyse, første generasjon**

Også det som omtales som førstegenerasjon, mikrobasert arbeidstilbudsanalyse modellerer pilene som peker mot arbeidstilbud-boksen i figuren, men her modelleres både antall personer (beslutningen arbeide/ikke arbeide) og evt antall timer som tilbys, men slik at beslutningen om arbeid eller ei kan treffes helt uavhengig av valget av antall timer. Det at ulike arbeidstilbydere tilbyr ulikt antall timer, innebærer at arbeidsstokken i utgangspunktet er inhomogen, opplegget innebar likevel ingen sjekk på om kombinasjonene av personer og timer matcher med tilsvarende etterspørsel. Skattesystemet er forenklet representert basert på kontinuerlige funksjoner, og ved simuleringer på systemet av virkningene av skatteendringer for arbeidstilbud og skatter har en ikke noen sjekk på at tilbudt arbeid faktisk kan la seg realisere (lønningene er eksogene). Analysen omfattet bare gifte kvinner.

### **3.1.3. Mikrobasert arbeidstilbudsanalyse, andre generasjon**

Fremdeles begrenser analysen seg til arbeidstilbud-boksen, men nå med eksakt representasjon av skattesystemet, og med "pakker" der valg av å jobbe eller ei knyttes sammen med antall timer og andre kjennetegn ved jobben. Fortsatt hadde en ikke noen sjekk på at tilbudt arbeid faktisk kan la seg realisere (lønningene er eksogene), og ingen sjekk på om kombinasjonene av personer og timer matcher med tilsvarende etterspørsel. SSBs analyse omfattet to-persons-husholdninger. Fokus var dels arbeidstilbudet, dels fordelingseffekter av skattesystemet.

### **3.1.4. Mikrobasert arbeidstilbudsanalyse, tredje generasjon**

Dette prosjektet bryter med de foregående ved å utvide feltet for analyse, til å omfatte også "pakker" med jobber på etterspørselssiden, og fokusere på matchingen mellom tilbuds- og etterspørselssiden. En kan si at dette åpner for en mikrobasert ikke-generell-likevektsmodellering av arbeidsmarkedet, der arbeidstakerne (og jobbene) er inhomogene, og lønningene på individnivå ikke tilpasser seg slik at generell likevekt oppnås. Arbeidet er i startfasen.

### **3.1.5. Mikrobasert arbeidstilbudsanalyse i en MSG-kontekst**

Dette prosjektet utvider på sin side analysene foran ved å implementere en andre generasjonsmodell i MSG, slik at en kan sjekke konsistens mellom lønn og arbeidstilbud. En kan si at en tar sikte på å analysere effekter av alle piler som peker inn mot de tre boksene sentralt i figuren og samspillet mellom dem, innenfor et generell likevektsperspektiv. De individuelle lønningene blir bestemt slik at man sikrer markedsklarering for alle arbeidstilbydere/ledige jobber, dvs sysselsettingen bestemmes av

---

<sup>2</sup> MSG har en annen innfallsvinkel til arbeidstilbudet enn det som er vektlagt i denne figuren, i det arbeidstilbudet innenfor et generell-likevektsperspektiv eksplisitt sees i sammenheng med baner for konsum over tid.

Modelleringen er basert på et mer stilisert opplegg enn i MODAG/KVARTS og med kalibrerte koeffisienter.

<sup>3</sup> Tilbudet påvirker likevel faktisk sysselsetting, gjennom ledighet, lønn og dermed etterspørsel etter arbeidskraft.

arbeidstilbudet. Ved analyser av skattereformer basert på dette opplegget tas det hensyn til at både lønninger, priser, andre skatter og arbeidsfrie inntekter (kapitalinntekter og stønader) endres og påvirker arbeidstilbudet. Arbeidet er i gang.

### **3.1.6. Mikrobasert skatteanalyse basert på deskriptive metoder**

Dette arbeidet, som har vært knyttet til analyse av skattereformen i 1992, forsøker å identifisere tilbuds- og fordelingseffektene av endringer i skattesystemet uten å gå veien om en eksplisitt modellering av arbeidstilbudet (jf den stiplede pilen i figuren), ved at dataene etter reformen tolkes som resultatet av et eksperiment. Analysen har fokus spesielt på arbeidstakere med høye inntekter.

## **3.2. Nærmere om arbeidstilbudsforskningen i SSB**

Vi har bedt de mest sentrale personene som har deltatt i forskningen omkring arbeidstilbud, og i arbeider der arbeidstilbud har vært en viktig faktor i andre problemstillinger, om å lage egenevalueringer, som et grunnlag for den vurderingen utvalget skulle gjøre. I vår omtale har vi skilt mellom den tidsseriebasert forskningen, avsnitt 3.2.1, og den mikrobaserte forskningen, avsnitt 3.2.2. En del av forskningen har også sitt utgangspunkt andre problemstillinger enn selve arbeidstilbud, men hvor effekter gjennom arbeidstilbudet er viktig. Dette gjelder for eksempel ulike skatte- eller stønadsordninger. Denne forskningen er omtalt i avsnitt 3.2.3. Videre kan arbeidstilbud benyttes i ulike overordnede makroanalyser og dermed bli gjenstand for diskusjon av hva en egentlig mener med arbeidstilbud og arbeidstilbudselastisiteter i slike kontekster. Dette omtales kort i avsnitt 3.2.4. Ressurbruk og avkastning kommenteres i avsnitt 4.

Egenevalueringene vi har mottatt er vedlagt denne vurderingen i sin helhet. Egenevalueringene har fått en svært ulik form på tross av at alle ble stilt de samme spørsmålene i forkant. Noen av evalueringene går langt inn i spesifikke teoretiske forhold i sin forskning (Dagsvik (2003) og Aaberge (2003)), mens andre er mer overordnede. Det er for så vidt uproblematisk. To spørsmål som vi i komiteen gjerne ville ha svar på, har stilt egenevalueringene på uoverkommelige vanskeligheter. Det ene var spørsmålet om hvor store ressurser som har gått med til forskningen og det andre var spørsmålet om i hvilken grad forskningen har vært anvendt. Tentative anslag er gitt av flere, men så langt i ettertid gir ikke regnskapsrutiner mulighet for å skille ut arbeidstilbudsforskning som egen post (dessuten er avgrensning alltid vanskelig). Noen av egenevalueringene antyder også anvendelsesaspekter.

En oversikt over hvilke personer internt i forskningsavdelingen som har deltatt i forskning knyttet til arbeidstilbud ser om lag slik ut (listen er nok ikke altomfattende, men gir en illustrasjon på personer og omfang):

**Makro:** Einar Bowitz, Kjersti Gro Lindquist, Nils Martin Stølen, Ingvild Svendsen, Marte Solli, Liv Sannes og Hilde Zakariassen.

**Mikro:** Olav Ljones, Lasse Fridstrøm, John Dagsvik, Tor Olav Thoresen, Tom Kornstad, Rolf Aaberge, Tom Wennemo.

I tillegg til disse kommer selvsagt mange personer som har vært i koblingen mellom arbeidstilbud og makroanalyser. De som har levert egenevaluering er Nils Martin Stølen, Thor Olav Thoresen, John Dagsvik, Rolf Aaberge. I Thoresen og Dagsvik er også inkludert omtale av Kornstads arbeider på feltet.

### **3.2.1. Makro**

Stølen (2003) er en egenevaluering som omfatter makrostudier basert på tidsseriedata. Her påpekes at styrken med tidsseriebaserte studier er at en kan fange opp effekter av variable som varierer over tid. Det problematiske med bruk av aggregerte serier synes en å være klar over, men en har ikke lagt noe arbeide i å forholde seg aktivt til dette. Imidlertid innser en at arbeidsstyrken er heterogen slik at en har gjort forsøk på å studere arbeidstilbudet for ulike aldersgrupper og kjønn. Arbeidene basert på

aggregerte tidsseriedata startet opp i 1986, Lindquist et al (1986). Senere ble studiene utvidet ved å ta i bruk kvartalsdata, Zakariassen (1994). De fleste studiene er bygget over samme lest. Unntaket er Bowitz (1992, 1997) som studerte overgang fra arbeid til trygd. Bowitz (1997) er den eneste studien som anvender aggregerte tidsserier som er ført fram til internasjonal publisering (*Applied Economics*). De seneste studiene innenfor dette området er Svendsen (1999) og Sollie og Svendsen (2001), som også danner grunnlaget for arbeidstilbudet i dagens MODAG og KVARTS, se Boug mf. (2002)<sup>4</sup>.

En viss sammenligning av resultater fra denne forskningen med mikrobasert forskning viser at på noen områder er resultatene til en viss grad konsistente. I mangel på aggregerte resultater fra mikrobaserte studier som kan anvendes i makromodeller synes de makrobaserte studiene i utgangspunktet å være velbegrunnede, men siden det foregår liten forskning på dette internasjonalt er det vanskelig å vurdere kvaliteten per se. Samtidig er det en svakhet at en ikke har satsset mer på å få til en konsistent kobling mellom mikrobaserte resultater til makrobaserte studier. En hovedårsak til denne manglende koblingen kan være at de mikrobaserte analysene i lang tid bare tok for seg utvalgte grupper av arbeidstilbudet (gifte samboende, enslige kvinner, enslige menn) og ikke hele arbeidstilbudet samlet (det er på gang), noe som er nødvendig innenfor makrostudier.

Da en startet dette arbeidet var datagrunnlaget i form av løpende tidsserier dårlig. Det ble da lagt ned en del arbeide i å tilrettelegge data for slike studier, i første omgang basert på AKU.

Stølen anslår at ressursbruken har vært om lag 4 årsverk innenfor dette tema i perioden 1986 til 2000. Noe har vært finansiert av Velferdsprogrammet (Bowitz), noe over Modag-kontrakten med Finansdepartementet, men brorparten har vært statsoppdragsmidler.

Det har kommet 3 Rapporter, 1 SØS, 1 DP og 1 internasjonal artikkel fra denne forskningen.

Resultater fra forskningen er benyttet i NOU 1996:26 og NOU 2000:21, SSBs egne konjunkturvurderinger og Finansdepartementets vurderinger i de årlige nasjonalbudsjettene siden rundt 1998.

Output i forhold til ressursbruken fra forskningen på dette området synes ikke å stå noe tilbake i forhold til gjennomsnittet i avdelingen, men ligger tilbake i forhold til andre deler arbeidstilbudsforskningen i SSB.

Hvis en skal peke på noen svakheter (utover de generelle som gjelder forholdet makro/mikro) må det være

- 1) Det synes ikke som det har vært noen kontakt med internasjonale miljøer som jobber innenfor samme genre
- 2) Presset for å utnytte resultater fra mikroforskningen, som tross alt er dominerende internasjonalt synes ikke å ha vært særlig trykkende
- 3) Det har vært lite forskning på dette området den siste tiden. I all hovedsak har det vært oppdateringer av tidligere arbeider.

### **3.2.2. Mikrobasert arbeidstilbudsforskning**

Ljones (1977), se også Ljones (1979) var antakelig det første forsøket på å utnytte mikrodata til å estimere gifte kvinners yrkesdeltaking med utgangspunkt i mikrodata. Det var store svakheter i datagrunnlaget, da verken markedslønn eller forventet markedslønn var observerbare. I stedet benyttet en instrumentvariable (kalt indikatorvariable – utdanning, yrke, bosted og alder) for å fange opp effekten av endringer i ”markedslønn”. Fridstrøm (1984) benytter også mikrodata til å estimere arbeidstilbud for kvinner og menn med utgangspunkt i en reservasjonslønnstankegang (arbeid-fritid). Igjen mangler en arbeidslønn i modellen og erstatter dette med bare sosiodemografiske variable.

---

<sup>4</sup> For en nøyaktig referanse til disse artiklene, se Stølen (2003)

Senere har både omfanget av grupper som er blitt studert blitt mer omfattende, anvendelse av teori og økonometriske metoder blitt mer avansert og datamaterialets kvalitet økt.

Midt på 1980 tallet ble det innledet et samarbeide med Universitetet i Oslo, ved Steinar Strøm, som opplagt har betydd en god del for både de teoretiske og økonometriske framskritt innenfor dette feltet i Forskningsavdelingen i SSB de siste 15 årene.

Dagsvik (2003) gir en omfattende dokumentasjon (65 sider) av hans egne, og noen andres, bidrag innenfor temaet arbeidstilbudsforskning de seneste 20 årene, satt inn i en internasjonal litteraturkontekst. Den er et utmerket og supplerende (for norske forhold) bidrag til den internasjonale surveyen gitt av Killingsworth and Heckman (1998), Blundell and MaCurdy (1999) og Mroz (1987). Dokumentasjonen er både prinsipiell og detaljert på enkelte viktige modelleringsmessige, økonometriske og datamessige problemområder. Intensjonen til Dagsvik er å få en publisering av dette i NØT (foreløpig er den kommet som Notater i SSB). Det er svært viktig for avdelingen å få en slik omfattende dokumentasjon av forskningsaktiviteten på dette området over disse 30 årene.

Dagsvik er kun opptatt av den mikrobaserte arbeidstilbudsforskningen, og det er en undertone at han ikke levner den tidsseriebaserte forskningen på dette området store sjanser. Til det er kompleksiteten i arbeidstilbudstilpasningen, både teoretisk og modelleringsmessig, men også datamessig for stor. Dette gjelder både spørsmål om tilpasning i diskrete (jobb – ikke jobb) og kontinuerlige (hvor mye jobb) trinn, ikke-kontinuerlige rammebetingelser (for eksempel beskatning), og kompliserte ikke-observerbare attributter knyttet både til heterogene aktører, yrkesvalg og omfang av arbeide.

Dagsvik og hans samarbeidspartnere har en omfattende produksjon over de siste 20 årene. I litteraturlisten kan man telle vel 50 arbeider, hvorav 34 har Dagsvik som en av de toneangivende forfatterne, 11 med Aaberge som samarbeidspartner. Det er også et 10-talls artikler i velrenomerte internasjonale tidsskrifter (bl.a. *Econometrica*, *International Economic Review*, *Journal of Applied Econometrics*, *Journal of Population Economics*, *European Economic Review*, *Labor Economics*, *Scandinavian Journal* etc). Det har selvsagt ikke vært noe mål for evalueringsgruppen å vurdere kvaliteten på disse arbeidene da svært mange av dem har vært utsatt for kritiske internasjonale reviewprosesser. Noe formidling har det også vært gjennom de nasjonale tidsskriftene *Økonomiske analyser* og *Sosialøkonomen/Økonomisk forum*.

Vanskelighetsgraden i flere av arbeidene, både når det gjelder modellering, og ikke minst på datasiden, har gjort at en har måttet gjøre sterke avgrensinger i hvilke områder av arbeidstilbudet en har studert, i tillegg til at etterspørselen selvsagt har bidratt til å bestemme hva som har vært interessant å forske på. I begynnelsen var en konsentrert om å studere gifte kvinners arbeidstilbud (naturlig siden en på 1970-1980-tallet var svært opptatt av dette i den alminnelige økonomiske debatten i Norge). I dette arbeidet benyttet en data fra Levekårsundersøkelsen 1980 og Inntekts- og formuesundersøkelsene 1979. I det som kalles andre generasjons modelleringen på slutten av 1980-tallet og første halvdel av 1990-tallet, var en opptatt av betydningen av ikke-konvekse budsjettmengder i modelleringen, som kommer fra viktige begrensninger i valgmengden av jobber, kompliserte budsjettbetingelser på grunn av ikke-kontinuerlige skattesystemer etc. I denne perioden var en opptatt av arbeidstilbudet for gifte par, og for høyinntektsgrupper og lavinntektsgrupper. Nå hadde en også etablert et godt internasjonalt nettverk og samarbeidsprosjekter som la grunnlaget for å teste modelleringen på data fra flere land.

I de fleste studiene som er gjennomført benyttes tverrsnittsdata. Husholdningers tilpasning kan endre seg over tid. Dette betyr at selv om en ikke er opptatt av dynamiske tilpasninger, men av statiske forhold, så må en ta hensyn til at uobserverbare variable i den statiske modellen kan være seriekorrelerte på grunn av dynamikken i tilpasningen. Da må en ta hensyn til dette også ved etablering av statiske modeller. Etter hvert har en forsøkt seg på modellering av livsløp ved å anvende paneldata. Det har imidlertid vist seg svært vanskelig å få gode resultater i slike modeller.

I det Dagsvik kaller tredjegerasjons modellering av arbeidstilbud er fokus på at jobbmulighetsområdet ikke er eksogent, men endogent som del av en mer omfattende modell for

arbeidsmarkedet. Da er vi over i studier av matching mellom arbeidstilbud og de som søker arbeidskraft, se for eksempel Dagsvik (2000).

En sammenligning av output fra dette arbeidet med gjennomsnittet for avdelingen vil vise at denne satsingen har gitt svært god avkastning i skriftlige arbeider og internasjonale publiseringer i kvalitetstidsskrifter. Samtidig viser det at det tar lang tid å få en slik avkastning.

Hvis en skal peke på noen hovedsvakheter ved denne satsingen så vil den gå langs to dimensjoner – tilbakevirkning på datasituasjonen og omfanget av empiriske arbeider. Det påpekes i egenvalueringen at det er betydelige svakheter ved datamaterialet utover det som karakteriseres som uobserverbare attributter arbeidsmarkedet. En hovedkonklusjon fra vår evaluering er at selv om det kan være svakheter ved datamateriale så er ikke det datamaterielt som er tilgjengelig utnyttet fullt ut. Dette burde ha vært gjort. En nærmere diskusjon av dette er gitt i kapittel 6 i denne evalueringen.

Det vil alltid være et spørsmål om hvorfor en skal drive med avansert teoretisk/metodisk forskning ved en anvendt forskningsinstitusjon som den en har i Statistisk sentralbyrå. Dette var også et spørsmål som NFR-evalueringen av SSBs forskningsavdeling stilte i 1998. Det er to typer svar på dette spørsmålet som kan lede til at en skal ha slik forskning også i et anvendt forskningsinstitutt. Det første er at forskningen øker prestisjen til avdelingens forskning som i neste omgang kan gi positive bidrag både rekrutteringsmessig og finansielt, og at det stimulerer det faglige miljøet i organisasjonen. Det andre er at tilbakevirkningen til den anvendte forskningen og til slutt til statistikkproduksjonen kan være betydelig. Selv om det opplagt kan svares delvis ja på begge disse spørsmålene når det gjelder den mikrobaserte forskningen, er spørsmålet om dette i tilstrekkelig grad har blitt utnyttet.

Arbeidene som er omfattet av Dagsvik sin gjennomgang har i liten grad vært direkte anvendt i makroanalyser eller i anvendte studier av brukere utenfor huset, bortsett fra en del av arbeidene som omhandler skattereformer. Her kunne nok utnyttelsesgraden ha vært høyere hvis en hadde fokusert dette i sterkere grad. Dette har også noe med organisering av satsingen på forskning og analyse omkring arbeidstilbud å gjøre.

Det er god internasjonal kontaktflate innenfor den satsingen som foregår her.

Aaberge (2003) gir en gjennomgang hovedsakelig av arbeider hvor han selv har vært sentral fra perioden etter at han gikk ut av gruppe for mikroøkonometri i 1996/1997. Andre av hans arbeider er dekket av omtalen fra Dagsvik (2003) Han argumenterer innledningsvis sterkt for hvorfor mange av de spørsmål som reises i dagens økonomiske debatt ikke kan analyseres ved hjelp av tidsseriedata og argumentene er i stor grad sammenfallende med tilsvarende hos Dagsvik (2003).

De fleste studiene som omtales i Aaberge (2003) er heller ikke altomfattende for det norske arbeidstilbudet, men fokuserer i all hovedsak på atferden til ektepar/samboere og betydningen av å endre skattesystemet i retning av flat beskatning. I den senere tid omfatter også arbeidene separate studier for ektepar/samboere, enslige kvinner og enslige menn for hele arbeidsstyrken. Studiene tar for seg disse tre gruppene særskilt uten å se på det samlede arbeidstilbudet for disse gruppene. Dette vil være en nødvendig forutsetning for å kunne utnytte dette materialet i makrosammenheng. Det finnes klare planer for å gjøre nettopp dette, blant annet gjennomføres for tiden skatteanalyser som omfatter hele arbeidsstyrken og baserer seg på studier av de tre enkeltgruppene.

De omtalte arbeidene i Aaberge (2003) er publisert i velrenommerte internasjonale tidsskrifter som *Scandinavian Journal of Economics*, *Journal of Applied Econometrics*, *Structural Change and Economic Dynamics*, og *Journal of Population Economics*. Evalueringsgruppen har ikke hatt noen ambisjon om å foreta en egen evaluering av publiseringene, men konstaterer at en her har utsatt seg for kritikk på høyt nivå og kommet gjennom nåløyet. Aaberge påpeker også formidlingsbiten av forskningen gjennom Økonomiske analyser, Sosialøkonomen/Økonomisk forum.

På begynnelsen av 1990 tallet hadde arbeidet, som dekkes av Dagsviks omtale, en finansiering fra Skatteforskningsprogrammet. Senere har arbeidet omfattet av Aaberge sin egevaluering oppnådd støtte gjennom Velferdsstatsprogrammet og Skatteforskningsprogrammet. Hovedtyngden av finansieringen er imidlertid gjennom statsbevilgningen i perioden før 1996/1997, men dette har endret seg etter den tiden hvor oppdragsforskningen har utgjort en større andel.

Aaberge antyder at den samlede ressursbruken på arbeidstilbudsforskning i SSB utgjør om lag 50-60 årsverk over en 20-årsperiode. Trekker vi fra anslagene gjort i Stølen og Thoresen står vi igjen med om lag 40-50 årsverk. Den samlede publiseringen utgjør om lag 60-70 artikler over denne perioden, med godt over halvparten på arbeidet av Dagsvik og Aaberge. Dette er en avkastning av publiseringer langt utover gjennomsnittet for avdelingen og også brukbart i internasjonal sammenheng.

Også innenfor det området som beskrives av Aaberge er det opplagt et godt internasjonalt kontaktnett.

For noen år tilbake ble den innsatsen som hadde foregått innenfor mikroøkonomisk arbeidstilbudsforskning splittet i Forskningsavdelingen (jf. for eksempel at Aaberge gikk ut av GØK). Et moment som taler for at det var fornuftig er resultatene fra den delen av satsingen som har vært drevet av Aaberge siden den gang. Mesteparten av de politikkrelaterte studiene har vært utført i denne perioden. Dagsviks arbeider har vært av mer metodisk karakter og til en viss grad tjent som "illustrasjoner" på den anvendte siden, jfr. at han selv sier at representativiteten i arbeidene er dårlig på grunn av svakt datagrunnlag. Likevel har de metodiske framstøtene opplagt vært verdifulle. På den annen side har oppdelingen av GØK bidratt til å spre ressursene – noe som opplagt har vært uheldig med tanke på å få til større satsinger på datasiden, se diskusjonen ovenfor. En konsentrasjon av teoretiske og metodiske framstøt i en nær kobling med datautvikling og anvendte studier bør sterkt vurderes framover.

### **3.2.3. Arbeidstilbudsrelaterte studier**

Thoresen (2003a) omtaler studier av inntektsresponsen av endrede marginale skattesatser på høyere inntektsnivåer. Inntektseffekten er sammensatt av en direkte skatteeffekt og effekter gjennom endringer i arbeidstilbudet for gruppen, se for eksempel Aarbu og Thoresen (2001). Thoresen og Aarbu utnytter metodikk fra Feldstein (1995) på norske data og gjør sammenligninger med resultater fra andre studier internasjonalt, se Gruber og Saez (2002). For metodiske utfordringer se Blundell og MaCurdy (1999) og Moffitt og Wilhelm (2000). Det synes som arbeidet i Forskningsavdelingen her er godt relatert til internasjonal litteratur på feltet, og at forskerne er klar over metodiske svakheter som er knyttet til arbeidene. En savner en nærmere diskusjon av koblingen mellom denne forskningen og den andre mikrobaserte forskningen som drives på avdelingen (se 3.2.2).

Thoresen (2003b) omtaler både metodiske og anvendte studier av arbeidstilbud for gifte/samboende kvinner og simultane studier av arbeid/barnepass for gifte/samboende kvinner. Et par av disse arbeidene har vært utsatt for internasjonal tidskriftevaluering med rimelig godt resultat.

Kornstad tok sin doktorgrad (1994) på temaet "Empirical Life Cycle Models of Labour Supply and Consumption". Han benytter et opplegg med livsløpsmodellering, som er krevende datamessig, og en stiller spørsmål ved om det er mulig å estimere modellen selv uten alle data. Siden empirien i prosjektet har vært rimelig svak er dessverre også estimeringsresultatene ikke særlig utsagnskraftige. Livsløpskonseptet kunne kanskje vært utnyttet bedre etter hvert om det hadde vært lagt ned større innsats på datasiden etter at denne doktorgraden var ferdigstilt. En doktorgrad innenfor feltet er god output, men det kan stilles spørsmål ved om ikke dette burde ha vært fulgt opp datamessig for å få full uttelling for satsingen.

I flere av studiene legger en hovedvekt på anvendte analyser av problemstillinger knyttet opp mot eksisterende modeller. Det er fint at SSB sine modeller benyttes til egne analyser. Det kan imidlertid av og til synes som en legger litt for liten vekt på empirien bak arbeidstilbudssiden i disse modellene. I én analyse diskuteres riktignok usikkerheten ved valg av ulike arbeidstilbudselastisiteter. Det er grunn til å spørre om potensialet i relasjonene mellom denne forskningen og den mer rent mikroorienterte

arbeidstilbudsforskningen er godt nok utnyttet? Manglende relasjoner her henger antakelig nært sammen med organiseringen av arbeidet med arbeidstilbudsforskning i Forskningsavdelingen. Vi kommer tilbake til dette momentet senere.

Arbeidene er utnyttet i NOU 1997:7 og NOU 2003:9.

Deler av arbeidet er finansiert av Skatteforskningsprogrammet i NFR (om lag 1/3 årsverk), og totalinnsatsen fra SSB var om lag 1 ½ årsverk. Aarbu sin andel er dekket av hans arbeidsgiver Finansdepartementet.

Innen dette området har en oppnådd 2 DP, 1 artikkel i Sosialøkonomen, og en artikkel i National Tax Journal. Flere arbeider internasjonalt kan være underveis.

I forhold til ressursbruk må innsatsen på dette området kunne karakteriseres som å ha gitt en rimelig bra avkastning, igjen målt i forhold til snittet i avdelingen. Det ligger antakelig et betydelig potensiale for forbedringer ved en nærmere orientering mot den andre mikrobaserte forskningen på dette tema i avdelingen. En mer samordnet satsing på bruk av internasjonalt aksepterte metoder og egen utvikling av økonometriske metoder, og ikke minst en sterkere satsing på datasiden antas å kunne gi økt marginalutbytte av satsingen. I fortsetningen bør en derfor sterkt vurdere en nærmere kobling mellom dette og andre mikrobaserte forskningsframstøt innenfor temaet arbeidstilbud for å lage en kristisk masse av ressuser med gradvise forskningsmessig framstøt. En nøyere samorganisering bør vurderes.

Det savnes et etablert internasjonalt nettverk innenfor dette delområdet. Noe foregår, men det virker foreløpig for tynt. Her bør det legges ned økt innsats. Selv om analysetemaene kan virke særnorske bør en fokusere på at de også kan være interessante utvidelser av standardanalyser på dette området internasjonalt. I stedet for å fokusere på det sære norske er det mulig å fokusere på de metode- og modellmessige utfordringer endrede forutsetninger kan få for analyser innenfor dette tema.

#### **3.2.4. Fra mikro til makro**

Som omtalt ovenfor, er det gjennomført en del begrenset forskning på arbeidstilbud innenfor rammen av aggregerte data og tidsserieøkonometri. Begrunnelsen for dette har vært at en trenger god informasjon om aggregert atferd på tilbudssiden i arbeidsmarkedet for å kunne gjennomføre gode velfunderte makroøkonomiske analyser, og for å studere betydningen av skattereformer, pensjonsreformer etc innenfor en makroøkonomisk og generell likevektsramme. Tidligere har vi omtalt at slike aggregerte arbeidstilbudsfunksjoner er anvendt i både MODAG og KVARTS-modellen. Holmøy har flere ganger tatt opp problemstillinger innenfor rammen av en generell likevektsmodell og har i den sammenheng forsøkt å presisere hva som skal menes med tilbudskurven for arbeid i en slik modellramme, se Holmøy (1997). Han viser her at tolkningen av om arbeidstilbud er stigende eller fallende i lønn er avhengig av hvordan en tar hensyn til at profitten innenfor en generell likevektsramme varierer med lønnen. Slike analyser er viktige når en skal forsøke å transformere resultater fra mer partielle analyser av arbeidsmarkedet til mer komplekse analyser der likevektseffekter i alle markeder spiller inn også på arbeidsmarkedet.

Etter 25 års forskning på deler av arbeidsmarkedet og ved anvendelse av mikrodata er det et savn at ikke noen forsøker å oppsummere hvordan resultater fra mikrostudiene kan "aggregeres" opp og anvendes i denne typen av generelle markedsmodeller. Igjen har dette noe med organisering og prioritering å gjøre. Det er først ved forsøk på denne typen aggregering en møter de stringente kravene til additivitet og økosirk i arbeidsmarkedet som gjelder i mer generelle analyser.

## **4. Ressursomfang og avkastning**

Spørsmålet om ressursomfang som vi stilte til evalueringsgruppene er viktig i den forstand at det kunne gi oss en nøkkel til å beregne en form for produktivitetsmål og så sammenligne dette med andre

satsingsområder og/eller forskningsavdelingen samlet. På grunn av manglende eller svært upresise data over ressursbruk har vi ikke brukt ressurser på å forsøke å anslå slike produktivitetsmål. Slike produktivitetsmål er heller ikke rett fram å lage da produksjonen er heterogen og vektingen av output til et felles mål neppe er triviell. Aaberge har forsøkt å anslå totalomfanget av arbeidstilbudsforskningen til om lag 50-60 årsverk over de siste 20 årene – det vil si om lag 3 årsverk per år.

Makroforskningen har ikke hatt annet enn intern finansiering (med tillegg av noe gjennom MODAG-kontrakten). Den mikrobaserte forskningen har hatt noe finansiering gjennom Skatteforskningsprogrammet og Velferdsstatsprogrammet. Det meste har imidlertid vært internt finansiert. En innsats på 2,5-3 årsverk per år over 20-25 år av en totalinnsats i avdelingen fra 100-75 årsverk per år synes å være minimum av hva en slik avdeling bør kunne makte på et så viktig område.

Selv om det ikke er mulig å beregne produktivitetsmål er det noen hovedtrekk ved produksjonen som er slående og kan påpekes:

1. De mer teoretisk/metodisk pregede arbeidene innenfor mikrosiden har gitt rimelig god avkastning i form av papere i internasjonale tidsskrifter med høy rangering. Anvendelsen i SSB sine modeller og/eller i anvendte utredningsarbeider har imidlertid vært noe mer sparsom - i enkelte tilfeller fraværende. Når Aaberge anslår totalt 50-60 årsverk så er nok rundt 40-50 årsverk allokert til mikrobasert arbeidstilbudsforskning. Koblingen til internasjonal litteratur på området synes å være rimelig god. Innenfor dette området ligger nok de største svakhetene på dårlig kobling til datautviklingsarbeidet i SSB og i den relativt magre anvendelsen av resultatene fra denne forskningen på studier og utredninger om norske arbeidsmarkedsforhold.
2. De mer makroregede tidserieanalysene har ikke krevd særlig store ressurser, anslagsvis 4 årsverk. De har vært direkte anvendt i makromodellene - utgangspunktet for arbeidene har ofte nettopp vært slike anvendelser. Som følge av dette har også disse analysene vært anvendt i analyse av aktuelle økonomisk politiske problemstillinger og utredninger. Her har det vært en dårlig link til internasjonal litteratur - også fordi slik litteratur er nærmest fraværende. En kan stille spørsmål ved om koblingen til andre forskningsinstitutter som driver innenfor samme genre ikke er alt for dårlig - nærmest fraværende. Et annet spørsmål som kan stilles er om ikke det at den internasjonale litteraturen fokuserer i mer mikrobasert retning kan være en antydning om at en her er på feil bane. Burde mer ressurser være brukt til å utnytte mikrobasert forskning i makrosammenheng?
3. Til de mikrobaserte skatteanalysene synes det å ha medgått om lag 6 årsverk. Det har vært en viss avkastning i form av nasjonale artikler og anvendelser, mens koblingen til internasjonal litteratur er betydelig svakere enn i 1). En kan stille spørsmål ved om ikke mer av det som framkommer på dette feltet i litteraturen kunne ha vært direkte anvendt på norske forhold - og gi et marginalbidrag som er høyere enn dagens anvendelse av ressursene.
4. I 1) utfordres den internasjonale litteraturen. Dette er viktig i forskningen. I en anvendt forskningsinstitusjon er det imidlertid også viktig å kunne anvende en del av de teoretiske resultatene i den internasjonale litteraturen direkte på norske forhold. Dette synes i for liten grad å ha skjedd. Innenfor område 3) synes produktiviteten å ha vært lavere enn i 1) spesielt målt i form av skriftlig output og også lavere enn i 2) spesielt på grunn av at ressursbruken i 2) har vært liten i forhold til den store anvendelsen.

## 5. Empirisk relevans

Forskning på universiteter og ved ulike typer forskningsinstitutter kan være til dels svært forskjellige i sin karakter. Universitetene legger ofte hovedvekten på teoretisk forskning, mens forskningsinstituttene gjerne er mer anvendte. I praksis eksisterer ingen helt klare skiller da det er innslag av både teoretiske og anvendte studier ved begge typer forskningsmiljø. Et forsøk på en mer



detaljert inndeling av økonomisk forskning for å klargjøre noen sentrale poenger i vår sammenheng kan være:

1. Teoretisk økonomi/avanserte økonometriske metoder
2. Anvendt økonomi (Ikke-empirisk anvendelse av teori på et konkret felt)
3. Empirisk økonomi
  - a) Empiriske illustrasjoner
  - b) Økonomiske empiriske analyser
    - i) Deskriptive analyser
    - ii) Strukturelle analyser

Normalt vil en si at Forskningsavdelingen i SSB tar innover seg flere av områdene ovenfor, men det er nok en sterk overvekt av arbeider i kategori 3b. Dette er naturligvis en følge av at kategori 3b langt på vei er sammenfallende med hovedformålet med virksomheten i Forskningsavdelingen slik det er formulert i strategiplanen. Det meste av den forskningen som har foregått på tidsseriedata hører hjemme i denne kategorien. Tilsvarende hører mye av forskningen på mikrodata med i denne kategorien eller en underliggende kategori hvor økonometriske spesifikasjoner som spesialer plassert. En del policyanalyser er gjennomført her. Noen av studiene kan kanskje klassifiseres som empiriske illustrasjoner i den grad datagrunnlaget er for tynt for å lage mer robuste modeller basert på et omfattende og detaljert empirisk norsk datagrunnlag. En del studier er rene policyanalyser (for eksempel de arbeidene der en analyserer effekter av skattereformen). En betydelig del av mikrosatsingen hører imidlertid hjemme under området 1, teoretisk økonomi. Det er rimelig at en forskningsavdeling har et betydelig innslag i dette, men da helst i kombinasjon med empirisk økonomi (3b). Det er kanskje på dette området mye av mikroforskningen fortsatt har mye ugjort.

## 6. Data

I kapittel 3 pekte vi på noen svakheter ved den mikrobaserte forskningen på arbeidstilbud i forskningsavdelingen i SSB. En av de svakhetene vi pekte på var utnyttelsen av eksisterende data og tilbakevirkningen på statistikkinnsamlingen på dette området. Et hovedankepunkt til den forskningen som pågår er at selv om det kan være svakheter ved datamaterialet så er heller ikke det datamaterialet som er tilgjengelig utnyttet fullt ut i dagens forskning. Dette burde ha hatt økt fokus i forskningen.

La oss forsøke å eksemplifisere noen av de forhold vi omtaler ovenfor. For eksempel virker det underlig at ikke større deler av innholdet i de samordnede Levekårsundersøkelsene fra 1996 og utover er utnyttet i Dagsvik et al sine arbeider. En del variable i levekårsundersøkelsen kunne antakelig ha vært utnyttet for å fange opp noe av "den uobserverbare" stokastikken i Dagsvik sine modeller. Dagsvik påpeker at stokastikken først og fremst er knyttet til to atskilte forhold: i) sentrale attributter ved valgalternativene er uobserverbare og ii) en har ikke kontrollert tilstrekkelig for relevante personkjennetegn. Når det gjelder det første punktet kan en gjennom data fra Levekårsundersøkelsene for eksempel koble kjennetegn ved det enkelte individ og det arbeidsvalg dette individet har valgt med andre individ med samme kjennetegn og derigjennom utnytte heterogeniteten i valg til å beskrive valgmulighetsrommet. Altså gjennomføre en form for matching for å sikre at i hvert fall en del av arbeidsvalgmulighetene er dekket i modellen. Med tanke på punkt ii) inneholder også Levekårsundersøkelsene relevante variable som kunne vært utnyttet. Et tredje moment er at en faktisk gjennom å påvirke datainnsamlingen kunne ha kommet noe nærmere en bedre beskrivelse av forhold som i de eksisterende modellen fanges opp av komplisert stokastikk. For eksempel kunne en ha spurt om hvilke valgmuligheter den enkelte mente at han selv sto ovenfor. Verken Dagsvik eller Aaberge har utnyttet disse mulighetene.

Et annet punkt hvor utvalget stiller spørsmål ved den anvendte delen av den forskningen som har foregått på dette området (gjelder både innenfor Dagsvik og Aaberge sine områder) er den tilsynelatende ensidige fokuseringen på inntektsundersøkelser og levekårsundersøkelser. Det er ganske mange registre som inneholder relevant informasjon for denne typen studier. Vi kan her nevne

SSB sin persondatabase, skatteregisteret, utdanningsregisteret og befolkningsdata (inklusive folketellingene). Dessuten har vi NHO sin statistikk for NHO-bedriftene, og SSB sin egen statistikk for tjenesteytende sektorer som bygger på de samme metoder som NHO-statistikken (tatt over av SSB i 1997). Hvis en ser på den samlede informasjonen fra disse registrene vil svært mange av de relevante variable som en trenger (og flere til) for arbeidstilbudsstudier finnes der. Det er også grunn til å tro at en da kan danne omfattende paneler som samlet sett vil gi bedre data enn de som i dag benyttes i den mikrobaserte arbeidstilbudsforskningen i SSB. En grunn til at levekårsundersøkelsen av 1996 benyttes hyppig er at dette er den eneste levekårsundersøkelsen som har utdanningsbakgrunn til foreldre som kjennetegn. En kobling av levekårsundersøkelser og folke- og bolig telling vil imidlertid kunne gi samme informasjon. Dette er bare et eksempel på mulighetene som finnes i kobling av informasjon fra ulike registre. Gruppe for konsumøkonometri jobber for tiden med et slikt registerprosjekt.

Det synes opplagt at det å satse på en omfattende kobling av registerdata for å oppnå et bedre datatilfang til forskningen er en krevende oppgave. Imidlertid er det grunn til å anta at marginalavkastningen av dette kan være vel så stor som marginalavkastningen av videre teoretiske forskningsframstøt. Hvis en skal få til dette kreves en konsentrasjon av ressurser rundt et større prosjekt hvor de teoretiske prosjektene som så langt har vært gjennomført danner et viktig grunnlag, men der en større del av innsatsen nå vil måtte gå på dataframstøt. I en slik satsing vil også forbindelsen til videre datainnsamling via registrene være viktig.

Det andre området som dermed kaller på en viss fokusering er organiseringen av arbeidet rundt denne delen av arbeidstilbudsforskningen. Det er viktig at seniorer som Dagsvik og Aaberge får tilstrekkelig med ressurser, både akademikere og IT-støtte, til at framdriften på det empiriske området kan sikres. De har begge dokumentert at de ligger i fronten på sine områder. For den samlede forskningen på dette området er det viktigere å kanalisere ressurser mot slike "motorer" enn å satse på flere forskere med stor grad av frihet til å drive uavhengig forskning på et svært vanskelig område. Her bør avdelingen utnytte de komparative fortrinn som ligger i det å ha helt klare seniorer på området. Det burde være muligheter for stor avkastning i form av internasjonale publiseringer av anvendte arbeider på dette feltet – der senioren sto for ideene og teoriutviklingen, mens andre mer spesialiserte seg på den anvendte delen. En anvendt forskningsavdeling må nøye vurdere marginalavkastningen av satsing på ytterligere teoretiske og eller nye økonometriske varianter kontra det å satse på empiriske framstøt i større skala. I den sammenheng bør en også vurdere insitamentstrukturen i avdelingen - det vil si at en bør sikre seg at det er tilstrekkelig lønsmessige og prestisjemessige insentiver til at personer ønsker å jobbe med slike prosjekter.

Med en annen organisering av arbeidstilbudsforskningen i stort i SSB burde det også være rom for å prøve ut mer av nyvinningene internasjonalt på norske data. For en forskningsavdeling i SSB gjelder det ikke bare å stå for all nyutvikling av teori og metode, men også i høy grad anvende resultater fra internasjonal forskning på norske forhold. Her savner evalueringsgruppen flere framstøt. Dette har også opplagt med organisering av arbeidet og med de insitamentene som knyttes til dette å gjøre.

I Aaberge (2003) heter det: "Det ser ut til å være enighet blant de fleste som beskjeftiger seg med empiriske økonomiske analyser at investering i forbedrede data i de fleste tilfeller vil gi større avkastning enn innsats som leder til mer sofistikerte analysemetoder". Evalueringsgruppen vil understrek sterkt at dette synes å være en hovedsvakheter ved en del av satsingen på arbeidstilbudsforskningen i SSB. Aaberge antyder selv hva svaret kan være: "En mulig forklaring er at det er få incentiver som stimulerer til en slik innsats. En annen forklaring er at det ikke er spesielt morsomt. Dessuten er det mye enklere å kreve at "andre" (dvs. statistikk-avdelingene) tar ansvaret for å gjøre jobben for oss". Dette er vurderinger dette utvalget slutter seg til og peker på forhold som avdelingen må vurdere nøye framover.

Aaberge har flere ganger tatt selvstendige initiativ og deltatt i arbeidsgrupper hvor utvikling av datasiden har stått sentralt, blant annet ved vurdering av Inntektsundersøkelsen og Levekårsstatistikken. Enkelte ganger har dette fått gjennomslag (levetår), mens andre ganger har manglende oppfølging av forslag medført magert utbytte (inntekts- og skatteforskning). At forslag om satsing på forbedring av måling av timelønn og arbeidstilbud skal falle på manglende ekstern

finansiering må sies å være av underlighetene dette utvalget er blitt konfrontert med. Avdelingen og SSB burde ha tilstrekkelig ressurser selv til å kunne prioritere et slikt område. En kan finne mange områder i avdelingen hvor marginalavkastningen er vesentlig lavere enn det er grunn til tro at en slik satsing ville bidra med.

Avdelingen burde ha kanalisert ytterligere ressurser til dataarbeide i samarbeide med statistikkavdelingen. Det virker underlig at det ikke er gjort større anstrengelser fra SSB sin side for å følge opp de anbefalinger som er gitt av tidligere arbeidsgrupper på dette området. Dette bør det gjøres noe med framover. Hva dette skal omfatte og hvordan det skal gjøres bør antakelig være gjenstand for en egen gruppe å vurdere. En slik gruppe bør settes sammen av de mest sentrale forskerne på området og av sentrale ressurspersoner på statistikkavdelingen. Det bør signaliseres vilje fra ledelsen sin side til å gi en slik økt datasatsing som eventuelt komme ut av en slik gruppes anbefalinger prioritet. Både Dagsvik og Aaberge burde som sentrale seniorer være med i en slik gruppe for å konkretisere behovene.

## 7. Hvordan svares på utfordringene gitt i bakgrunnskapittelet

Innledningsvis påpekte vi at det var naturlig å stille noen sentrale spørsmål gjennom en slik evaluering. Disse spørsmålene var

1. om ressursbruken står i forhold til hva vi får ut av dette,
2. om organiseringen er hensiktsmessig og aktiviteten er tilstrekkelig samordnet,
3. om vinklingen av forskningen tar høyde for den internasjonale fronten på dette området,
4. om forskningen understøtter vårt arbeide med analyse av norsk økonomi på en hensiktsmessig måte,
5. om vi har tilstrekkelig konsentrasjon (bør noe prioriteres opp, noe annet ned), eller om vi burde ta opp nye aspekter innen dette feltet,
6. om vi understøtter den teoretiske forskningen med empiriske analyser og
7. om de data vi benytter er hensiktsmessig i den henseende, om forskningen burde avlede satsing på nye dataprojekter etc.

Vi vil her forsøke å svare summarisk på disse spørsmålene for deretter å komme tilbake til mer konkrete synspunkter i konklusjonsavsnittet nedenfor.

Innenfor flere av områdene har forskningen levert bidrag i nærheten av og på forskningsfronten. Enkeltpersoner kan vise til relativt bra avkastning publiseringsmessig, også i internasjonal forstand. Men dette varierer svært mye. Vi stiller imidlertid spørsmål ved om marginalavkastningen kan være høyere ved å satse mer i empirisk retning enn i den teoretiske retningen som noen har valgt. Med dette mener vi ikke at vi skal trappe ned den teoretiske satsingen, men at en reorganisering av virksomheten kan skape synergier mellom personer og personlige egenskaper som kan gi en høyere samlet avkastning for SSB. På den måten kunne også forskningen på en bedre måte understøtte SSB sitt arbeide med analyse av utviklingen av norsk økonomi. I dette ligger det også en viss form for kritikk mot både organisering og den medfølgende manglende satsingen på den empiriske delen av forskningen, inklusive en manglende satsing på å etablere bedre datagrunnlag for arbeidstilbudsforskningen. Hvis vi skal oppsummere svarene på spørsmålene ovenfor i kortform ble det altså et ja/tja/nei svar. I stedet for å besvare hvert enkelt spørsmål med utfyllende begrunnelser velger vi i stedet å vise til vurderingen gjort foran og til de konklusjoner vi trekker i neste kapittel.

Et sentralt punkt i vurderingen er hvorfor det ikke er satset større ressurser på gjøre arbeidstilbudsforskningen omfattende for alle grupper arbeidstakere på et tidligere stadium. Et naturlig skritt deretter burde være å ta for seg aggregeringsproblemer slik at mikromateriale kan utnyttes i makrosammenheng – gitt hvor viktig arbeidsmarkedet er i makroøkonomisk beregninger. Dette ble tatt opp i et posisjonsnotat for avdelingen allerede i 1990, se SLO/Asd, 22.03.1990. I 2003 er det arbeide på gang for å få til en slik utnyttelse. Hvorfor har dette tatt så lang tid? Etter utvalgets mening skyldes ikke dette bare teoretiske, metodiske og datamessige grunner, men det kan også tilbakeføres til den måten forskningen har vært organisert på og ikke minst prioriteringen av ressursbruk til dette feltet.

De framstøtene som nå gjøres med å kombinere beregninger fra en mikrosimuleringsmodell for arbeidstilbudet med MSG-beregninger (jf 3.1.5 foran) kan sees som et første - men samtidig vesentlig - skritt i en slik retning. Koblingen mellom de to modellene skjer foreløpig kun via tilbud og etterspørsel etter timeverk og ikke personer, og over tid kan en tenke seg en vil kunne utvikle en ramme som tillater kobling både på person- og timeverknivå, og/eller at en på grunnlag av erfaringer med mikrosimuleringsmodellen kan etablere en mer kompakt arbeidstilbudsblokk som kan inkluderes i MSG.

Tilsvarende kan en tenke seg at det som foran omtales som tredjegerasjonsmikromodell kan danne utgangspunkt for en arbeidstilbudsblokk i MODAG/KVARTS. Problemstillingen innenfor tredjegerasjonsmodelleringen er at det på grunn av manglende matching kan oppstå rasjoneringsproblemer både på tilbuds- og etterspørselssiden i arbeidsmarkedet. Dette er problemstillinger som typisk er aktuelle innenfor et kort-/mellomlangsig perspektiv, der en til samme tid kan oppleve arbeidsledighet, undersysselsatte arbeidstakere og bedrifter som mangler arbeidskraft.

## 8. Konklusjoner

Med utgangspunkt i ovenstående vurderinger vil utvalget trekke følgende konklusjoner

- En del av arbeidstilbudsforskningen i SSB har vært og er på den internasjonale fronten på sitt felt. Dette gjelder en del av den mikrobaserte forskningen, som også har hatt god avkastning i form av publiseringer i gode tidsskrifter. Det synes samlet sett å være et misforhold mellom innsatsen på teoretisk/metodemessig og empirisk forskning. Selv om mange studier inneholder norsk empiri synes denne utnyttelsen å være for dårlig på spesielt tre punkter:
  - Det synes å være et ikke utnyttet potensial i eksisterende data med tanke på å redusere betydningen av stokastikken både når det gjelder attributter knyttet til jobbvalg og kjennetegn ved individer. Marginalavkastningen ved å utnytte slike data kan raskt være større enn avkastningen av mer raffinerte metoder.
  - Det synes å være en ensidig fokusering på levekårsundersøkelser og inntektsundersøkelser, mens alle former for registerdata ikke utnyttes. Det kan være endringer på gang her. Dette krever en litt annen organisering av virksomheten og en konsentrasjon av ressursbruken.
  - Tilbakevirkningen til datainnsamlingen er for dårlig. Delvis tas signaler fra forskningen ikke alvorlig, delvis prioriteres ikke dette ressursmessig.
- Den mikrobaserte forskningen har i lang tid vært begrenset til grupper av arbeidsmarkedet. Først den siste tiden er alle grupper dekket. Dette har gjort at anvendelsen av den mikrobaserte forskningen har vært for dårlig. Det må forventes at det satses ytterligere på anvendelser når de fleste gruppene er dekket av mikrostudier. Dette krever dels integrering i simuleringsmodeller for hele arbeidsmarkedet, og dels en satsing på aggregeringsprosjekter, slik at resultater kan utnyttes i makroanalyser. Dette ble påpekt allerede i 1990 og har like stor gyldighet i dag.
- Ressursbruken på tidsseriestudier har vært lav og resultatene har blitt brukt mye. Slik sett har den gitt bra avkastning. Gitt at all forskning internasjonalt skjer på mikronivå må en imidlertid kunne stille spørsmål ved om kvaliteten på denne forskningen har vært tilstrekkelig høy. En skikkelig syretest som internasjonal publisering ville kunne gi har en hatt lite av på dette området.
- Det kan også stilles spørsmål ved om vi er flinke nok til å utnytte internasjonale teoretiske og metodiske framstøt på norske empiriske forhold. Foreløpig synes det å ha vært lite innslag av dette. Er vi for opptatt av egne teori- og metodebidrag og dermed for lite opptatt av å gjennomføre empiriske prosjekter? En del av ressursbruken har gitt liten avkastning målt i antall publikasjoner. Dette kan skyldes flere ting:
  - Et misforhold mellom teoretiske/metodiske ambisjoner og evnen til gjennomføring
  - Manglende fokus på publisering
  - Manglende ledelse, styring og veiledning

- Sviktende organisering
- For stor spredning i tema og dermed manglende fokusering av forskbare problemstillinger

Organiseringen av arbeidstilbudsforskningen i SSB bør diskuteres mer. Det synes å være en stor mangel i innsats på den empiriske delen av flere prosjekter. Mer fokusering både av tema og ressursbruk synes å være sin plass.

Utvalget vil konkret foreslå:

- Forskningsavdelingen bør organisere arbeidstilbudsforskningen rundt de klare seniorenene på dette området. Det bør settes ned en gruppe, med blant annet Dagsvik og Aaberge som medlemmer, som kommer opp med et konkret forslag til prosjekter, ressursbruk og bemanning av arbeidstilbudsprosjekter. Forslagene fra denne gruppen må ivareta både teoretiske, metodemessige og empiriske hensyn.
- Det bør være en føring for denne gruppen at forslagene bør ha en bedre vinkling mot den empiriske delen av forskningen.
- Forskningen bør lede til resultater som kan utnyttes i makroanalyser, ved siden av mer partielle mikroanalyser av deler av arbeidsmarkedet. Det kan være behov for ulike tilnæringer avhengig av hvilken makromodell resultatene skal kobles opp mot.
- Prosjektene bør utnytte større deler av de store datamengdene som finnes i registrene .
- Ved en slik overordnet koordinering kan prosjektene gjerne være plassert i ulike forskningsgrupper.
- Forskningsavdelingen bør være villig til å gi arbeidet med arbeidstilbudsforskning høy prioritet i tildeling av ressurser. Ved dagens ressursbruk er det mange prosjekter som er opplagte vikekandidater i forhold til innsats på dette feltet.
- En del av denne forskningen kan opplagt finansieres eksternt, men prioriteringen av statsressurser må ta høyde for hvor viktig dette feltet er for den samlede forskningen i avdelingen.

## Referanser

Vi har bare inkludert de arbeidene som det refereres direkte til i vår evalueringsrapport. Mer omfattende relevante referanser finnes i de enkelte egenevalueringene som er vedlagt denne rapporten.

Blundell, R. and T. MaCurdy (1999): Labor Supply: A Review of Alternative Approaches. In O. Ashenfelter and D. Card (eds.): *Handbook of Labor Economics*, Vol. 3, 1559-1695.

Boug, P., Y. Dyvi; P.R. Johansen, B.E. Naug (2002): MODAG - En makroøkonomisk modell for norsk økonomi. SØS 108, Statistisk sentralbyrå.

Bye, T., Å. Cappelen, T. Eika, E. Gjelsvik og Ø. Olsen (1994): Noen konsekvenser av petroleumsvirksomheten for norsk økonomi. Rapporten 94/1, Statistisk sentralbyrå

Feldstein, M (1995): The Effect of Marginal Tax rates on Taxable Income: A panel Study of the 1986 Tax reform Act, *Journal of Political Economy*, **103**, 551-572

Ljones, Olav (1977): Faktorer som påvirker gifte kvinners yrkesdeltaking. En regresjonsanalyse (47 sider), ANO IO 77/1

Ljones, Olav (1979): Kvinnens yrkesdeltaking i Norge. Samfunnsøkonomiske studier nr 39, Statistisk sentralbyrå

Longva (1990): Posisjonsnotat fra Forskningsavdelingen. Mimeo, Statistisk sentralbyrå 1990.

Moffitt, R.A. and M.O. Wilhelm (2000): "Taxation and Labour Supply Decisions of the affluent" in J. Slemrod (red): *Does Atlas Shrug? The Economic Consequences of Taxing the Rich*, New York : Russel Sage Foundation, 193-234.

Mroz, T.A. (1987): The Sensitivity of an Empirical Model of Married Women's Hours of Work to Economic and Statistical Assumptions. *Econometrica*, **55**, 765-800.

Stølen, Nils Martin (2003): Analyser av arbeidstilbudet basert på aggregerte tidsseriedata. Egenevaluering av 27/03/03

Thoresen, Thor Olav (2003a): Inntektsrespons ved endringer i marginal avkastning. Egenevaluering av 20/5-2003

Aaberge, Rolf (2003): Oppsummering og status for deler av arbeidet med mikroøkonomiske modeller for analyse av arbeidstilbud, skatt og fordeling av inntekt/velferd etter 1995. Egenevaluering av 13/09/03

Dagsvik, John K.(2003): Hvordan skal arbeidstilbudseffekter tallfestes? En oversikt over den mikrobaserte arbeidstilbudsforskningen i Statistisk sentralbyrå. Egenevaluering av 01/08/03

### Analyser av arbeidstilbudet basert på aggregerte tidsseriedata

av Nils Martin Stølen

#### 1. Motivasjon

Kunnskap om hvordan arbeidstilbudet blir påvirket av ulike faktorer er viktig for analysene som gjennomføres med SSBs makromodeller da:

- Arbeidskraft er en viktig innsatsfaktor i produksjonen
- Inntekt fra arbeid er en viktig faktor bak etterspørselen etter varer og tjenester
- Sammen med utviklingen i sysselsettingen er arbeidstilbudet avgjørende for utviklingen i ledigheten som er en størrelse av stor interesse i økonomiske analyser på kort og mellomlang sikt. Arbeidsledigheten er et sentralt uttrykk for ubalansen i arbeidsmarkedet og er viktig for lønnsdannelsen i makromodellene KVARTS og MODAG

#### *Hvorfor egne analyser basert på aggregerte tidsseriedata?*

Som omtalt nedenfor kan en med utgangspunkt i de mikrodataene SSB utarbeider gjennomføre både mer detaljerte og avanserte analyser av arbeidstilbudet enn det en er i stand til med aggregerte tidsseriedata. Det er derfor naturlig å stille spørsmål om hvorfor en ikke ganske enkelt kan legge resultatene fra de mikrobaserende analysene til grunn? Årsakene til det er følgende:

- Aggregerte tidsseriedata gir bedre mulighet enn mikrodata (med ev. unntak av paneldata) til å fange opp effekter av forklaringsvariable som varierer over tid og i mindre grad på tvers av befolkningen. For arbeidstilbudet gjelder dette spesielt effekter fra etterspørselssiden i det norske arbeidsmarkedet og utviklingen i arbeidsledigheten (courage og discouraged worker effects).
- Tidsseriedata gir større mulighet til å få kartlagt dynamikken i tilpasningen ettersom det kan gå tid fra en endring i en forklaringsfaktor til det gir seg utslag i arbeidstilbudet.
- Rådende metode innenfor makroøkonometrisk tidsserieanalyse tilsier at en blant annet bør teste konsekvensene av ulike estimater på parametrene mot den historiske føyningen. Ved å legge til grunn tidligere forholdsvis høye estimater på effektene av disponibel reallønn på kvinners arbeidstilbud basert på tverrsnittsdata har en forkastet disse estimatene da en til dels betydelig observert reallønnsvekst i så fall skulle tilsi en høyere vekst i kvinners arbeidstilbud enn det som faktisk har vært tilfellet uten at en har vært i stand til å påvise andre forklaringsfaktorer som har trukket arbeidstilbudet ned.

#### 2. Kortfattet oppsummering av opplegget for analysene

Analysene av arbeidstilbud basert på aggregerte tidsseriedata ble startet opp i 1986, og resultatene fra den første fasen av disse analysene basert på årsdata er dokumentert i Lindquist, Sannes og Stølen (1990). En videreføring og forsøk på forbedring basert på kvartalsdata ble gjennomført i 1991 og 1992 og er dokumentert i Zakariassen (1994). En utdypende analyse, som særlig berører overgangen fra yrkesaktivitet til uføretrygd, ble også gjennomført på begynnelsen av 1990-tallet og inngår som en del av en større analyse rundt offentlige stønader til husholdninger dokumentert i Bowitz (1992).

Analysene av overgang til uføretrygd ble senere bearbeidet og publisert internasjonalt av Bowitz (1997). På slutten av 1990-tallet ble analysene av arbeidstilbudet ytterligere forbedret, modifisert og

oppdatert, og dette er dokumentert i Svendsen (1999) og Sollie og Svendsen (2001). Det er resultatene fra disse analysene som også er lagt til grunn i de eksisterende versjoner av MODAG og KVARTS og er gjengitt i Boug mfl. (2002).

Når en ser bort fra de utdypende analysene vedrørende overgang til uføretrygd i Bowitz (1992 og 1997), er de andre analysene bygd over samme lest. Mindre forskjeller har i hovedsak sammenheng med at opplegget over tid har blitt forbedret, modifisert og oppdatert. Analysene er begrenset til å forklare utviklingen i yrkesprosentene. Dette har sammenheng med at det for disse størrelsene er observert en mer markant utvikling over tid (både i trend og konjunkturmessige svingninger) enn det som har vært tilfellet for gjennomsnittlig arbeidstid. Datakvaliteten for den siste størrelsen har heller ikke vært like god som for yrkesdeltakingen, men den gjennomsnittlige arbeidstiden viser en fallende trend som i hovedsak har gitt utslag i de årene hvor det er gjort vedtak om arbeidstidsforkortelser / utvidelse av ferien. De mikrobaserte analysene indikerer også at yrkesdeltakingen er mer følsom for lønnsnivå enn det som er tilfellet for arbeidstiden.

Ettersom sammensetningen av befolkningen varierer kraftig over tid, og det er store variasjoner både i nivå og utvikling i yrkesprosentene mellom ulike befolkningsgrupper, vil endringer i befolkningssammensetningen i seg selv være en årsak til endringer i den aggregerte yrkesprosenten. En oppsplitting etter kjønn og alder er derfor hensiktsmessig for å identifisere gruppespesifikke effekter og spesielle faktorer bak utviklingen for hver enkelt av gruppene. Oppsplitting etter alder har også vært hensiktsmessig for å unngå at endringer i gjennomsnittsalderen skal forstyrre den estimerte effekten av de andre forklaringsvariablene. I den siste versjonen er analysene gjennomført for følgende 8 grupper:

- Ungdom 16 - 19 år
- Ungdom 20 - 24 år
- Menn 25 - 59 år
- Menn 60 - 66 år
- Kvinner 25 - 39 år
- Kvinner 40 - 59 år
- Kvinner 60 - 66 år
- Pensjonister 67 - 74 år

Som teoretisk bakgrunn for analysene er det tatt utgangspunkt i den tradisjonelle mikrobaserte avveiningen mellom konsum og fritid gitt budsjettbetingelsen og en øvre grense for hvor mye tid som maksimalt kan benyttes til inntektsgivende arbeid. Av dette blir det avledet at arbeidstilbudet er avhengig av disponibel realtimelønn, arbeidsfri inntekt, aktørenes preferanser over konsum og fritid samt bakenforliggende faktorer. I tråd med teorien er det grunn til å vente at økt arbeidsfri inntekt virker negativt på sannsynligheten for å være yrkesaktiv, mens økt realdisponibel lønn virker positivt ettersom det da er større sannsynlighet for at lønna i markedet overstiger reservasjonslønna. Av bakenforliggende forklaringsvariable har en som nevnt innledningsvis forsøkt å ta hensyn til situasjonen på arbeidsmarkedet uttrykt ved arbeidsledigheten, utdanningsnivå, antall mindreårige barn og uføreandel.

Sannsynligheten for yrkesdeltaking på individnivå er formulert logistisk i forklaringsvariablene for å sikre en størrelse som varierer mellom 0 og 1. I makro har en slik sannsynlighet sitt motstykke i en gjennomsnittlig yrkesandel for de aktuelle gruppene som også må holde seg innenfor det samme intervallet. Aggregeringen fra heterogene individer på mikronivå til en tilsvarende sammenheng i makro er ikke uten videre triviell, men det er ikke lagt mye arbeid ned i å vurdere om det bør ha implikasjoner for sammenhengen i makro. For noen grupper er utformingen foretatt slik at den øvre mulige grense for yrkesprosentene er mindre enn 100. Den logistiske utformingen sikrer at elastisitetene avhenger av nivået på yrkesprosentene og avtar mot 0 når andelene nærmer seg den øvre grensen. For å ivareta mulige tregheter i tilpasningen er estimeringen basert på en tradisjonell feiljusteringsmodell.



På grunn av mangel på sammenhengende tidsseriedata ble en god del av ressursbruken i de første analysene benyttet til å etablere data av rimelig kvalitet når det gjelder yrkesdeltakingen for de aktuelle gruppene og en del av forklaringsvariablene. Arbeidskraftundersøkelsene (AKU) var den viktigste enkeltkilden sammenholdt med de aktuelle befolkningstallene, men en del tilpasninger måtte gjennomføres for å gjøre dataene konsistente og sammenlignbare over tid. Den samlede arbeidsstyrken ble avstemt slik at den stemmer overens med arbeidskraftsdelen i nasjonalregnskapet.

De utdypende analysene av overgang til uførhet tar også utgangspunkt i mikrobasert atferd der det finner sted en avveining av forventet nytte i de ulike tilstandene som kan inntreffe. Datagrunnlaget for analysen er observasjoner av overgang til uførhet for hhv. kvinner og menn i fem aldersgrupper over årene 1972-1991. Men for å spare frihetsgrader i estimeringen, er dataene veid sammen slik at det bare er nivåforskjellene i overgangstilbøyelighetene som varierer etter kjønn og alder. Som for de generelle analysene av arbeidstilbudet er hovedbegrunnelsen for å basere analysen av overgangen til uførhet på aggregerte tidsseriedata at en ønsker å fange opp mulige effekter av sykliske utviklingstrekk i arbeidsmarkedet samt dynamikken i hvordan disse utviklingstrekkene slår ut i uføretilbøyelighetene. En tradisjonell feiljusteringsmetode er derfor også lagt til grunn for disse analysene.

### **3. Oversikt over resultatene**

En oversikt over de estimerte førsteårs- og langtidselastisitetene basert på det generelle opplegget er bl.a. gjengitt i tabell 5.2.1 i Boug mfl. (2002), og resultatene gjengis derfor bare summarisk her. Økt arbeidsledighet virker negativt på yrkesdeltakingen, og særlig for ungdom i aldersgruppen 16-19 år. Arbeidsledigheten har også en del å si for menn i aldersgruppen 60-66 år og kvinner 40-59 år. Bowitz (1992 og 1997) fant på sin side en forholdsvis sterk positiv sammenheng mellom arbeidsledigheten og uføretilbøyeligheten basert på data fra 1972 til 1991. Denne sammenhengen ser ut til å ha blitt svekket på 1990-tallet (lave uføretilbøyeligheter i 1993 da arbeidsledigheten var høy og høye uføretilbøyeligheter i 1999 da arbeidsledigheten var lav).

I de generelle analysene har økt disponibel realtimelønn positiv effekt på arbeidstilbudet for 5 av de 8 gruppene. Det gjelder særlig for ungdom i aldersgruppen 16-19 år og kvinner i aldersgruppen 60-66 år. Menn i gruppen 25-59 år og kvinner i gruppene 25-39 og 40-59 år er også litt påvirket. Ved sammenveining over de ulike gruppene med andeler av den samlede arbeidsstyrken som vektet, kan elastisiteten av økt disponibel reallønn på den totale yrkesprosenten (16-74 år) anslås til 0,14. Yrkesdeltakingen for menn i aldersgruppen 60-66 år er klart avhengig av trygdens størrelse, mens yrkesdeltakingen for kvinner i aldersgruppen 60-66 år er påvirket av uføreraten som inngår som en eksogen variabel i analysen. Resultatene fra analysen av overgang til uførhet indikerer også at forholdet mellom trygdens størrelse og lønn er av en viss betydning.

Arbeidstilbudet for ungdom i aldersgruppen 20-24 år er avhengig av andelen under utdanning, og dessuten positivt påvirket av en arbeidsmarkedsindikator som fanger opp en vridning av sysselsettingen i favør av tjenesteytende næringer. For kvinner har andelen med høyere utdanning i forhold til andelen med grunnskole positiv effekt, og for kvinner i aldersgruppen 25-39 år drar antall mindreårige barn pr. kvinne i negativ retning. Arbeidstilbudet for pensjonister i aldersgruppen 67-74 år er preget av en negativ trend uten at det har vært mulig å kartlegge årsaken nærmere.

#### ***Sammenligning av resultatene i makro og mikro***

- Forholdsvis liten observert endring i gjennomsnittlig arbeidstid over tid i makro til tross for klar reallønnsvekst er konsistent med mikrobaserte analyser som finner at yrkesdeltakingen er sterkere påvirket av lønn enn det som er tilfellet for gjennomsnittlig arbeidstid
- Kvinner er mer følsomme for endringer i lønn og skatt enn menn
- Arbeidstakere over 60 år er påvirket av nivået på trygdeytelsene i forhold til lønn

- De makrobaserte resultatene som indikerer at kvinner, yngre og eldre arbeidstakere er mer følsomme for endringer i lønn og skatt enn middelaldrende menn er også konsistente med de mikrobaserte analysene som finner at grupper med lav inntekt som reagerer sterkest
- En aggregert elasticitet på 0,14 i de makrobaserte analysene når det gjelder virkninger fra lønn på yrkesdeltaking, er kanskje fortsatt noe lavere enn de mikrobaserte estimatene

#### ***Begrensinger i de makrobaserte analysene i forhold til de mikrobaserte***

- Muligheten til å ivareta heterogeniteten i befolkningen er begrenset av gruppeinndelingen
- Par er ikke analysert i sammenheng
- Mulige effekter fra skatte- og trygdesystemet er bare grovt spesifisert
- Trender i blant annet utdanningsnivå og barnetall skaper forstyrrelser i å anslå effekten av utviklingen i reallønn for kvinners yrkesdeltaking

#### **4. Ressursbruk og finansiering**

Hovedtyngden av aktiviteten når det gjelder de generelle analysene av faktorer bak utviklingen i yrkesdeltakingen er finansiert over statsmidlene, men en del kan sies å være finansiert av MODAG-kontrakten med Finansdepartementet. De spesifikke analysene som ble gjennomført når det gjelder overgang til uførhet, var en del av et større prosjekt om offentlige stønader til husholdningene som hadde støtte fra NFR, Velferdsstatsprogrammet. Grovt sett kan ressursbruken anslås som følger:

Datatilrettelegging og analyser av arbeidstilbud basert på årsdata utført i perioden 1986-1989 (herunder hovedoppgave utført under studentengasjement):	1 ½ årsverk
Datatilrettelegging og analyser av arbeidstilbud basert på kvartalsdata i 1991 og 1992 (i hovedsak utført som hovedoppgave under studentengasjement)	¾ årsverk
Analyser av overgang til uføretrygd 1990-1992 samt arbeid med internasjonal publisering av dette senere (bare anslått ressursbruken til den aktuelle delen i det større prosjektet)	¾ årsverk
Analyser av arbeidstilbud både på års- og kvartalsdata i årene 1998 - 2000	1 årsverk

#### **5. Betydningen av arbeidstilbudsrelasjoner i makromodellene**

Etableringen av arbeidstilbudsrelasjoner i MODAG, og deretter i KVARTS, har gitt et klart bedre fundament for å kunne vurdere utviklingen på arbeidsmarkedet i de nærmeste årene. Allerede med den kunnskap som var etablert høsten 1988, kunne SSB forutse den kraftige økningen i arbeidsledigheten i de påfølgende årene med de forutsetninger som da ble lagt til grunn. På grunn av den sterke effekten på yrkesdeltakingen fra situasjonen på arbeidsmarkedet, har også arbeidstilbudsrelasjonene bidratt til en klar forbedring i muligheten til å vurdere konsekvenser for presset i økonomien av ulike former for økonomisk politikk. Virkningen fra arbeidsledigheten på lønnsdannelsen og virkningen fra lønnsutviklingen på arbeidstilbudet har også vært en viktig del av dette. Arbeidstilbudsrelasjonene har derfor vært av stor betydning for mange av de makroøkonomiske analysene som er gjennomført av Finansdepartementet, i forbindelse med offentlige utvalg og av oss selv siden slutten av 1980-tallet. Kleppe-utvalget (NOU 1992:26) og Holden-utvalget (NOU 2000:21) kan kanskje trekkes fram som sentrale eksempler.

Når det derimot gjelder å vurdere effekter på arbeidstilbudet av reformer i f.eks. skattesystemet, trygdesystemet eller utdanningsystemet, er arbeidstilbudsrelasjonene basert på de aggregerte tidsseriedataene altfor grovt og enkelt utformet. Mer detaljerte og avanserte analyser basert på mikrodata synes derfor nødvendig for disse formålene. Det er selvsagt viktig at de etablerte relasjonene i makromodellene oppdateres og eventuelt forbedres. For videre satsning virker det

derimot som om potensialet for avkastning av analyser basert på mikrodata er klart større. Dette vil spesielt være tilfellet dersom en kan utnytte paneldata for å fange opp discouraged worker effekter.

## 6. Publikasjoner

Lindquist, K.G., L. Sannes og N.M. Stølen (1990): *Arbeidstilbudet i MODAG. En analyse av utviklingen i yrkesdeltakingen for ulike sosiodemografiske grupper*. Rapport 90/4, Statistisk sentralbyrå.

Zakariassen, H.M.B. (1994): *Tilbud av arbeidskraft i Norge. En empirisk analyse på kvartalsdata for perioden 1972 til 1990*. Rapport 94/3, Statistisk sentralbyrå.

Bowitz, E. (1992): *Offentlige stønader til husholdninger - en økonometrisk undersøkelse og modellanalyse*. Sosiale og økonomiske studier **80**, Statistisk sentralbyrå.

Bowitz, E. (1997): Disability benefits, replacement ratios and the labour market. A time series approach. *Applied Economics* **25**, 13, 1075-1091.

Svendsen, I. (1999): Female labour participation rates in Norway - trends and cycles. Discussion Papers 253, Statistisk sentralbyrå.

Sollie, M. og I. Svendsen (2001): *En økonometrisk studie av arbeidstilbudet i Norge*. Rapport 2001/7, Statistisk sentralbyrå.

I forhold til dagens norm kan det påpekes at omfanget av internasjonal publisering med fordel kunne ha vært større. Til dels har det sammenheng med at dette ikke var så sterkt fokusert rundt 1990. Dessuten har de involverte medarbeiderne i stor grad gått over til andre tema på Avdelingen, og med unntak av en har alle nå forlatt institusjonen.

# Inntektsresponsers ved endringer i marginal avkastning

av Thor Olav Thoresen

## 1. Innledning

Skattereformene som sveipet over vestlige økonomier fra midten av 80-tallet har gitt muligheter til å analysere effekter av skattereformer som "naturlige eksperiment". Det betyr at atferden til en gruppe som omfattes av reformen ("eksperimentgruppen") måles mot atferden til en gruppe som ikke omfattes av reformen ("kontrollgruppen"). Responsene kan for eksempel måles i form av informasjon om arbeidstid for eksperimentgruppen og kontrollgruppen før og etter reformen, jf. omtalen i avsnitt 5 i Blundell og MaCurdy (1999). Det er imidlertid mer vanlig å benytte inntekt før skatt som den avhengige variabelen framfor arbeidstid, som i Feldstein (1995). I det følgende skal jeg redegjøre for resultater fra prosjekter som har benyttet norske data og en "naturlig eksperiment"-metodikk til å avlede mål på inntektsresponsers som følge av endringer i marginale skattesatser på høye inntektsnivåer, jf. Aarbu og Thoresen (2001) og Thoresen (2003a). Resultatene fra denne type analyser rapporteres ved elastisitetsestimater, som måler den prosentvise økningen i inntekt før skatt<sup>1</sup> ved en økning i marginalavkastningen på 1 prosent, når marginalavkastningen defineres som én minus marginalsikten. Dette betyr at resultatene fra disse analysene ikke er direkte sammenliknbare med resultater fra studier som måler arbeidstidsresponsers. Men denne type analyser frambringer informasjon om en størrelse som er svært sentral i diskusjonen om innrettingen av skattesystemet - hvordan høyinntektstakere reagerer på endringer i marginale skattesatser, jf. NOU 1999:7, NOU 2003:9.

Hovedtyngden av resultatene fra denne type litteratur er basert på data fra USA. Et tidlig bidrag er Lindsey (1987), men det er først med Martin Feldsteins paneldata-baserte analyse i 1995 at denne litteraturen utviklet seg. I perioden etter Feldstein har det kommet en rekke bidrag som diskuterer metodiske utfordringer, tolkninger av resultatene og politikimplikasjoner.<sup>2</sup> Gruber og Saez

---

<sup>1</sup> I litteraturen på feltet skilles det ofte mellom analyser som måler responsene i bruttoinntekt (gross income) og analyser som måler tilpasningene ved endringer i skattbar inntekt (taxable income), dvs. bruttoinntekt etter fradrag som minstefradrag og klassefradrag. Begrepet inntekt før skatt dekker begge disse innteksdefinisjonene.

<sup>2</sup> Innsatsen er etter hvert så omfattende at Goolsbee (2000) har gitt denne typen analyser et eget navn, "the new tax responsiveness literature" (s. 141).

(2002) gir oversikt over elastisitetsestimater - analyser basert på data fra USA, mens Blundell og MaCurdy (1999) og Moffitt og Wilhelm (2000) diskuterer metodiske utfordringer.

En har sett forbausende få analyser basert på data fra andre land,<sup>3</sup> og det er dette som er utgangspunktet for Aarbu og Thoresen (1999), publisert i *National Tax Journal* i 2001 (Aarbu og Thoresen 2001). I Aarbu og Thoresen (2001) benyttes samme metodiske tilnærming som Feldstein (1995) på et datasett fra et annet land. Hovedresultatene er presentert for et norsk publikum i Thoresen og Aarbu (2000). I Thoresen (2003a) og Thoresen (2003b) er den tilsvarende metoden, men med et annet datasett, anvendt for å diskutere utviklingen i skatteprogressivitet på 90-tallet, men da som en del av en mer omfattende analyse. En hypotese (av flere) er at personer på høye inntektsnivå har tilpasset seg de lavere marginale skattesatsene ved å øke inntektene, og kan dermed ha bidratt til å svekke skatteprogressiviteten.

Sammenliknet med resultatene fra tradisjonell arbeidstilbudsmodeller kan resultatene fra et "naturlig eksperiment" synes befriende, siden en slik tilnærming synes å bære bud om en metode som er enklere, fri for "strukturelle" antakelser og i større grad basert på "dataenes frie utfoldelse". Men slik er det dessverre ikke, metoden hviler på velkjente metodiske forutsetninger. Dette forklares nærmere i avsnitt 2. I avsnitt 3 redegjøres det for tolkningen av responser i inntekt før skatt, mens avsnitt 4 redegjør for resultatene. Avsnitt 5 gir informasjon om ressursbruk og finansiering av prosjektene.

## **2. Den norske skattereformen som et "naturlig eksperiment"**

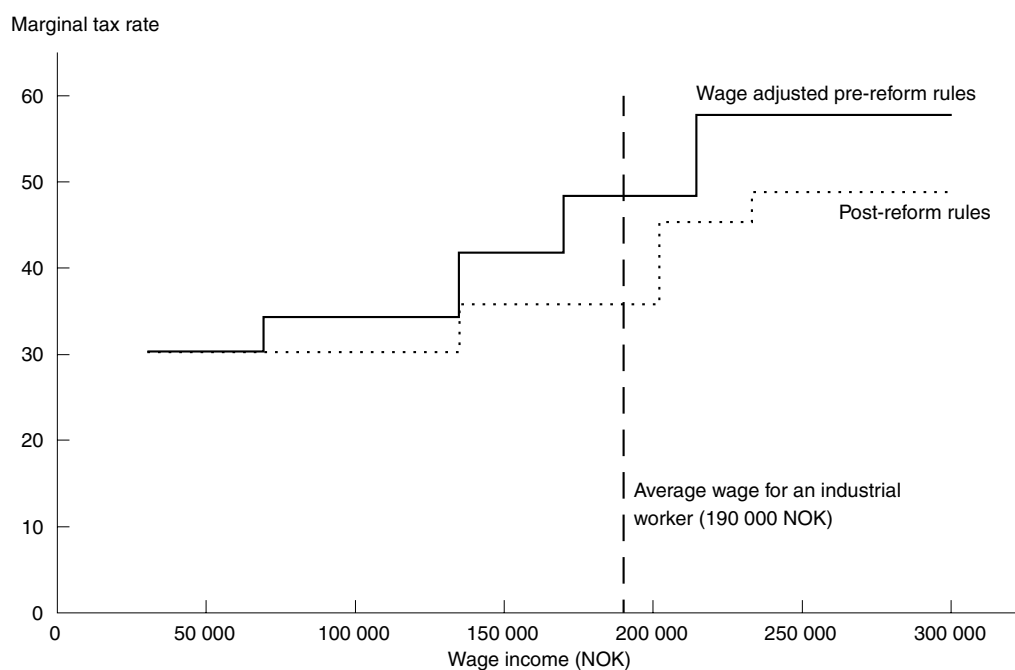
Den norske skattereformen av 1992 medførte vesentlige endringer i marginale skattesatser både på lønns-, kapital- og næringsinntekter. Før reformen var høyeste marginalsatt på lønnsinntekt og næringsinntekt hhv. 56,8 prosent og 62,8 prosent. Reformen innebar betydelige reduksjoner i disse maksimalsatsene og figur 1 og figur 2 gir et bilde av disse endringene. En ser av figurene at det er personer med høye inntekter som opplevde de største reduksjonene i marginale skattesatser, mens personer på lave inntektsnivå opplevde små eller ingen endringer.<sup>4</sup>

---

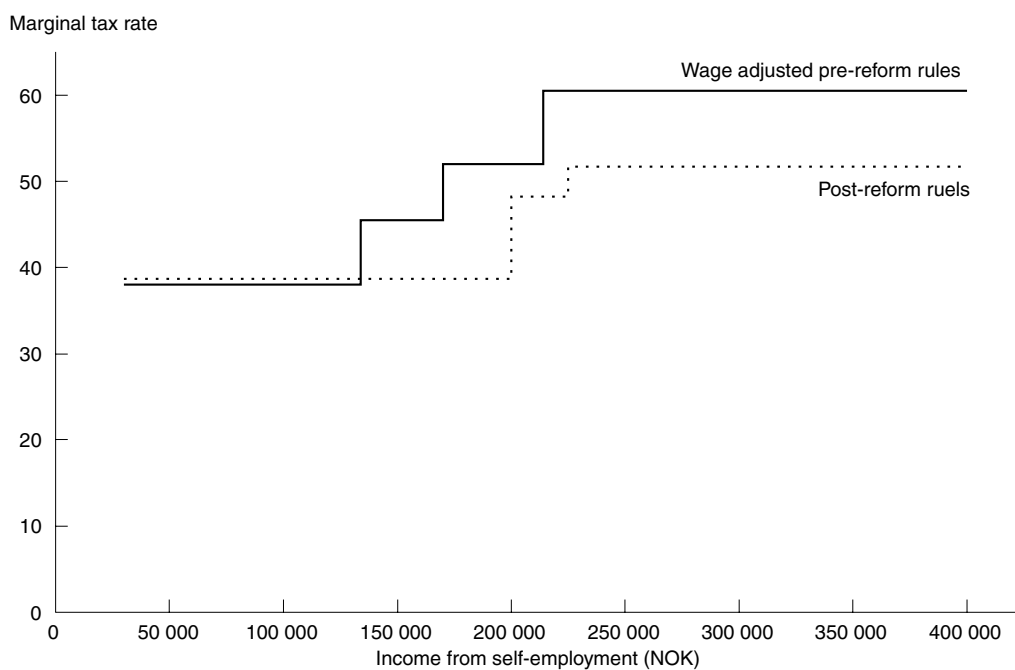
<sup>3</sup> Unntak er Sillamaa og Veall (2001) på kanadiske data og Blow og Preston (2002) på data fra Storbritannia.

<sup>4</sup> Tabell 1 i Aarbu og Thoresen (2001) utdyper dette.

Figur 1. Marginale skattesatser på lønnsinntekter, skatteregler før og etter skattereformen. Skatteklasser 1.



Figur 2. Marginale skattesatser på næringsinntekter, skatteregler før og etter skattereformen. Skatteklasser 1.



Anta at vi har observasjoner av de samme individene på to ulike tidspunkter, dvs. vi har et paneldatasett. Jeg definerer marginal avkastning,  $d$ , som én minus marginal skattesats. På et tidspunkt  $p$  før reformen antar vi at det eksisterer følgende lineære sammenheng mellom inntekt før skatt ( $I_p$ ) og  $d_p$ , som er en funksjon av en vektor av sosioøkonomiske variable ( $x_p$ ), som ekteskapelig status, antall barn, bosted, etc.

$$(1) \quad I_p = \alpha_p + \beta d_p(x_p) + \mu + \varepsilon_p$$

der  $\alpha_p$  er et konstantledd,  $\mu$  er en tidsinvariant individuell effekt,  $\varepsilon_p$  er restleddet og  $\beta$  er en parameter. Marginal avkastning avhenger av de sosioøkonomiske variablene, siden beskatningen nettopp avhenger av størrelsen på inntektene, sammensetningen, hvorvidt en er gift, etc. Det betyr at alle individer med kjennetegn  $x_p$  har samme marginale avkastning. Vi skjønner at en her står overfor et endogenitetsproblem, siden  $x_p$  bestemmes samtidig som  $I_p$ . Endogeniteten kan både gi seg utslag i korrelasjoner mellom  $x_p$  og  $\mu$ , og mellom  $x_p$  og  $\varepsilon_p$ , eller begge. Tilsvarende sammenheng kan antas å gjelde for et tidspunkt etter skattereformen,  $p+1$ . Ved å ta differansen mellom uttrykket for  $p$  og  $p+1$  har vi:

$$(2) \quad I_{p+1} - I_p = (\alpha_{p+1} - \alpha_p) + \beta [d_{p+1}(x_{p+1}) - d_p(x_p)] + (\varepsilon_{p+1} - \varepsilon_p)$$

der symboler med fotskrift  $p+1$  betyr det samme på tidspunkt  $p+1$  som tilsvarende symboler med fotskrift  $p$  betyr på tidspunkt  $p$ . Det er anslag på størrelse og fortegn på  $\beta$  i likning (2) som er det primære målet for analyser som benytter "naturlig eksperiment"-metoden på data fra skattereformer. Et paneldatasett på individnivå, som inneholder informasjon om inntekter og beskatning på tidspunkt  $p$  og  $p+1$ , gir muligheter for å estimere  $\beta$ . Men da må en finne en løsning på endogenitetsproblemet. Den tidsinvariante individuelle effekten ( $\mu$ ) forsvinner ut av uttrykket ved å framstille problemet på differanseform, som betyr at den ene kilden til endogenitet er fjernet.<sup>5</sup> Men konsistent estimering av  $\beta$  krever også at  $[d(x_{p+1}) - d(x_p)]$  er ukorrelert med  $[\varepsilon_{p+1} - \varepsilon_p]$ , og dette er et fundamentalt problem ved estimering av  $\beta$ .

En løsning er å finne fram til instrumenter for skatteendringen, dvs. variable som er korrelert med differansen i marginal avkastning i (2), men ikke med uttrykket for restleddet i (2). Når denne tilnærmingen anvendes på data fra en skattereform periode, vil derfor innsatsen i stor grad dreie seg om å finne fram til gode instrumenter for skatteendringen. I Feldstein (1995) benyttes  $d_p(x_p)$ , eller mer presist de sosioøkonomiske variablene som er bestemmende for marginals-katten i periode  $p$  (hvorav

inntekt er en sentral variabel), som instrument, ved at en høyinntektsgruppe ("eksperimentgruppen") sammenliknes med en gruppe av personer med lavere inntekt ("kontrollgruppen"). Denne metoden karakteriseres derfor ofte som "differences-of-differences" metoden (Blundell og MaCurdy 1999, Moffitt og Wilhelm 2000), siden en både ser på differanser mellom perioder og mellom grupper. Feldstein anvender en tabellversjon av "differences-of-differences" metoden, men Feldsteins tabellmetode er i praksis helt analog med en estimering av regresjonen i (2) ovenfor ved hjelp av to-stegs-minste-kvadraters metode, som benyttes i Aarbu og Thoresen (2001). I første steg blir inntektsveksten og endringer i marginale skattesatser bestemt av dummy-variable som angir hvorvidt en har høy eller lav marginal skattesats i utgangsåret,  $p$ . Deretter blir disse predikerte verdiene benyttet til å erstatte de faktiske størrelsene i likning (2) ovenfor.

Men er det grunn til å tro at  $d_p(x_p)$  vil være uavhengig av  $(\varepsilon_{p+1} - \varepsilon_p)$ ? Det er det neppe, siden  $d_p(x_p)$  ventelig vil være mer korrelert med de uobserverte faktorene som bestemmer atferden i periode  $p$  enn med de uobserverte faktorene i periode  $p+1$ . For eksempel kan en person med *forbigående* høy inntekt i 1991 tenkes å oppleve et fall i inntekt i de påfølgende år. Dette betegnes ofte som "regression-to-the-mean"-problemet. Med  $d_p(x_p)$  som instrument, vil dette problemet oppstå ved at det er individer som har midlertidig høy eller lav inntekt i periode  $p$ . Estimater som måler responsen i inntekt før skatt av endret marginalavkastning,  $\beta$ , vil bli påvirket i negativ retning av at for eksempel personer med høye inntekter i periode  $p$  ikke klassifiseres som høyinntektstakere i periode  $p+1$ . Med andre ord, kan en måle responsestimatet for lavt dersom en anvender  $d_p(x_p)$  som instrument og det er betydelige innslag av "regression-to-the-mean".

I Aarbu og Thoresen (2001) benyttes data fra 1991 til å representere tilpasningene før reformen,  $p$ , mens data fra 1994 representerer  $p+1$ .<sup>6</sup> Det anvendes to (alternative) typer av instrumenter for endringene i marginal avkastning som følge av den norske skattereformen. Det første instrumentet er helt tilsvarende det som (implisitt) er anvendt som instrument i Feldsteins analyse, inndelingen i "eksperimentgruppe" og "kontrollgruppe" etter marginale skattesatser i periode  $p$ , dvs. 1991. Grensen for inndelingen er marginal skattesats på 52 prosent. Det andre instrumentet tar utgangspunkt i en beregnet endring i marginal avkastning ved uforandret atferd. Instrumentet er definert som forskjellen mellom marginalavkastningen i 1991 og marginalavkastningen ved at inntektene for 1991 framføres til 1994 og beskattes etter 1994-skatteregler. Det en hovedsaklig oppnår ved å benytte dette andre alternativet, er at en frigjør seg fra den (noe) vilkårlige inndelingen i "eksperimentgruppe" og "kontrollgruppe", ved marginal skattesats på 52 prosent. Vi har forsøkt å ta hensyn til "regression-to-the-mean" problemet ved å innføre inntekt før skatt i periode  $p$  som separat regressor, som anbefalt av Moffitt og Wilhelm (2000).

---

<sup>5</sup> Slektskapet med andre økonometriske paneldata-modeller er åpenbar, men i motsetning til i "fixed effects" og "random effects" modeller er den individuelle effekten fjernet ved å ta differansen.

<sup>6</sup> Noen år etter reformen er valgt for å ivareta at det er treghet i tilpasningene.



I Thoresen (2003a) forfølges en annen strategi for å ta hensyn til "mean-regression" problemet. Ved at det benyttes data for hele perioden 1991-99, tilnærmes et mål på "permanent inntekt" ved å beregne gjennomsnittlig inntekt før skatt i perioden. Dette målet danner grunnlaget for beregninger av marginalavkastningen i de enkelte år, og det forventes at denne tilnærmingen gjør resultatene mindre utsatt for midlertidige fluktasjoner i inntekt.

En vanlig innvending mot analyser som ser på sammenhengen mellom endringer i marginalavkastning og inntektsvekst, er at det ikke er tilstrekkelig kontrollert for effekter fra andre endringer (Auerbach 1996, Triest 1998, Goolsbee 2000). Det kan skje endringer i omgivelsene som påvirker eksperimentgruppen og kontrollgruppen forskjellig. Konsekvensen av dette kan bli at parameterestimater for  $\beta$  fanger opp responser i inntekt før skatt som skyldes andre endringer enn endringene i marginal avkastning. I Aarbu og Thoresen (2001) og i Thoresen (2003a) er dette problemet søkt løst ved å legge restriksjoner på analyse materialet, ved å la andre skatteendringer inngå som forklaringsvariable i regresjonene, og ved å inkludere sosioøkonomiske variable direkte i regresjonene. De sosioøkonomiske variablene er tidsinvariante variable, hvis forhold til inntekt kan endres over tid.

Hovedpoenget med denne gjennomgangen av "naturlig eksperiment"-tilnærmingen er å vise at resultatene fra denne metoden på langt nær kan sies å være styrt av dataenes frie utfoldelse. Også denne metoden hviler på relativt strenge "strukturelle" antakelser. I tillegg til de problemene som det har vært fokusert på her, er det også andre forhold som bidrar til dette. Blant annet er lineære sammenhenger mellom inntektsvekst og endret marginalavkastning en vilkårlig antakelse. Men dette betyr ikke at slike analyser ikke har verdi. Debatten omkring tolkningen av hvordan skatteendringene innvirker på inntektsvekst i USA, basert på denne type tilnærminger, må betraktes som svært fruktbar. Ikke minst har den satt fokus på *hvilke* responser en kan forvente seg når en endrer marginal avkastning via skattesystemet. Dette skal vi se nærmere på i neste avsnitt.

### **3. Hvorfor måle effekter av skatteendringer ved hjelp av bruttoinntekt?**

Som nevnt over, kan reformer i skattesystemet evalueres ved hjelp av arbeidstilbudsmodeller for å vurdere effekter av endringer i lønn før eller etter skatt. Som regel omfatter disse analysene kun arbeidsinntekt og normalt ses det bort fra hvordan andre skatteendringer kan tenkes å påvirke en persons arbeidstilbud. Ser en dette i sammenheng med at de fleste skattereformer normalt har ført til omfattende endringer i både arbeids-, kapital- og selskapsbeskatningen og dermed komplekse endringer i individenes budsjettbetingelser, oppstår det et behov for alternative innfallsvinkler mht. å anslå virkningen av lavere marginalsatter.

En kan argumentere for at fokuset på arbeidstid i de tradisjonelle analysene kan være noe snevert dersom formålet er å se på hvilke realøkonomiske effekter en skattereform fører til. Dette fordi en skattereform ikke bare vil endre faktisk arbeidstid, men påvirke lønnsveksten i et system med

lønnsforhandlinger (jf. Cappelen 1999), endre arbeidsintensiteten, samt påvirke individers valg av jobb. Disse effektene vil bidra til endringer i en persons arbeidsinntekt, uten at det fanges opp av analyser som kun ser på endringer i arbeidstid (Feldstein 1995).<sup>7</sup>

Ved å fokusere på endringer i inntekt før skatt fanges de to sistnevnte effekter opp. Videre omfatter inntekt før skatt også kapitalinntekter, og dermed vil en også for eksempel fange opp effekter knyttet til endringer i spareatferd som følge av en skattereform. Inntekt før skatt gir således mer informasjon om inntektsdannelsen enn informasjonen fra tradisjonelle arbeidstilbudsstudier, og vil trolig gi et bedre innblikk i de faktiske samfunnsøkonomiske kostnadene knyttet til skattesystemet. Det er dermed av flere årsaker vanskelig å sammenlikne resultatene fra arbeidstilbudsstudier med resultater fra en analyse med et slikt vidt inntektsbegrep.<sup>8</sup> Blant annet vil analysene ikke fange opp effekter fra at individer beveger seg inn og ut av yrkesaktivitet som følge av endret avkastning.

Ved å ta utgangspunkt i inntekt før skatt kan en imidlertid fange opp responser som har lite å gjøre med realøkonomiske effekter. Blant annet kan endringer i inntekt før skatt reflektere endringer i inntektsrapportering. Ett eksempel på dette er endringen i utbyttebeskatningen som følge av den norske skattereformen. Før skattereformen var det motiver for å holde tilbake overskudd i et selskap i stedet for å ta det ut som utbytte. Skattereformen endret dette bildet ved at det ble innført en nøytral beskatning av selskapsoverskuddet. Motivet for å holde tilbake overskudd ble derfor redusert, og de økninger en har sett i utbytte de siste årene kan således ha blitt påvirket av skattereformen, jf. for eksempel Fjærli og Aaberge (2003). Dette kan i prinsippet ha trukket utbytteutbetalingene oppover. En slik synliggjøring av inntekt reflekterer ikke realøkonomiske endringer, men tjener som et eksempel på at skatteendringer vil kunne føre til endret sammensetning og nivå på inntekter som rapporteres i de individuelle selvangivelsene. Slemrod (1996) påpeker at dette forholdet trekker Feldsteins (1995) elastisitetsanslag oppover.

Et annet viktig spørsmål er hvorvidt elastisitetsestimatet gir uttrykk for en *generell atferdsrespons*. Det viser seg at tolkningen av  $\beta$  i likning (2) til en viss grad avhenger av i hvor stor grad en har klart å kontrollere for andre endringer, i tillegg til endringene i marginalavkastning, se Blundell og MaCurdy (1999). Vårt utgangspunkt er at elastisitetsestimatet kun uttrykker hvordan individer reagerte på skattereformen i 1992, og at det i den forstand er lite generaliserbart. Men det er et hovedpoeng at dette estimatet bør ha stor overføringsverdi, ikke minst med tanke på at en her i landet har en løpende debatt om nivået på de høyeste marginale skattesatsene, jf. NOU 1999:7, NOU 2003:9.

For flere formål er responser i inntekt mer relevant for beslutningstakerne enn endringer i arbeidstid. For eksempel kan sammenhenger mellom skatteinntekter og reduksjoner i marginals kattene

---

<sup>7</sup> Vær oppmerksom på at mer ambisiøse tilnærminger til modellering av arbeidstilbud, jf. Dagsvik (1994), i prinsippet fanger opp skifte av jobb.

<sup>8</sup> Men det er grunn til å merke seg at høyinntektstakerne i arbeidstilbudsanalysene til Aaberge, Dagsvik og Strøm (1995) er relativt lite følsomme for endringer i lønn, noe også resultatene i Aarbu og Thoresen (2001) indikerer.

(for eksempel som følge av reduksjoner i toppskatten) enkelt illustreres ved å anvende et estimatet på  $\beta$  i skatteberegningsmodellen LOTTE.

#### 4. Hovedresultater

I tillegg til elegansen i framstillingen i Feldstein (1995), er det riktig å si at bidragets betydning, i form av hel rekke oppfølgende artikler, til dels skyldes størrelsen på hans elastisitetsanslag ( $\beta$ ). Feldsteins anslag er høye, fra 1,1 til 3,05 når responsen måles i skattbar inntekt, og fra 0,75 til 1,3 når responsene måles i bruttoinntekt (fotnote 1 foran forklarer forskjellen på disse inntektsbegrepene). Disse estimatene indikerer at en i USA er/var svært nær toppen av Laffer-kurven, og til og med på Laffer-kurvens fallende del. Flere analyser etter Feldstein finner imidlertid elastitetsestimater som er lavere, men klart positive, jf. Auten and Carroll (1999) og Gruber og Saez (2002), som oppgir estimater på henholdsvis 0,6 med hensyn til bruttoinntekt, og 0,4 med hensyn til skattbar inntekt.

Aarbu og Thoresen (2001) måler responsene i bruttoinntekt, og presenterer resultater for 7 ulike spesifikasjoner, avhengig av instrument-variabel metode (se ovenfor), antall forklaringsvariable som er benyttet, og om det er forsøkt kontrollert for "mean-regression". I oppsummeringen pekes det på to anslag, 0 og 0,2, som er langt under Feldsteins resultater fra USA, men nærmere andre estimater basert på data fra USA.<sup>9</sup>

I Thoresen (2003a) utnyttes paneldata informasjon for perioden fra og med 1991 til 1999. Det betyr at en benytter informasjon om et større antall år etter reformen. Dette vises også anslag for ulike definisjoner av bruttoinntekt. Hovedanslagene indikere om lag tilsvarende respons som i Aarbu og Thoresen (2001).<sup>10</sup>

#### 5. Ressursbruk og finansiering

Det er naturlig å dele innsatsen innenfor denne type analyser i to - en del som omfatter ressursbruken i prosjektet som ledet fram til Aarbu og Thoresen (2001), og en del som omfatter ressursbruken på prosjektet som så langt har resultert i Thoresen (2003a).

Det første prosjektet ble delvis finansiert ved Norges forskningsråd, ved Programmet for skatteøkonomisk forskning. Jeg mener å huske at støttebeløpet var omkring 250 000 kroner. Prosjektet ble gjennomført mens Karl Ove Aarbu var ansatt i Finansdepartementet. For egen del er det vanskelig å gi et eksakt estimat på innsatsen, kanskje bortimot ett årsverk totalt, spredt over flere år.

---

<sup>9</sup> Det er for øvrig ikke et hovedpoeng at analyser fra ulike land skal gi identiske resultater. For eksempel vil forskjeller i skattesystemene bidra til ulike estimater.

<sup>10</sup> Men vær oppmerksom på at resultatene i Thoresen (2003a) i atskillig mindre grad har vært gjenstand for kommentarer fra seminardeltakere og tidsskriftskonsulenter enn Aarbu og Thoresen (2001). Paperet skal legges fram på et sesjon som diskuterer denne type analyser på den årlige konferansen i regi av International Institute of Public Finance i Praha i august 2003, se <http://www.econometricsociety.org/conference/IIPF59/IIPF59.html>.

Prosjektet som ledet fram til Thoresen (2003a) har vært finansiert over statsoppdraget, bortsett fra en liten støtte fra Skauge-utvalget (kr 10 000, ekskl. moms) som følge av at resultatene er trykket som vedlegg til utredningen. Et grovt anslag på ressursbruken: ½ årsverk.

## **6. Tilbakevirkning på modeller, statistikk og forskning**

I prosjektene anvendes skatteberegningsmodellen LOTTE når det lages instrumenter for skatteendringene, se f.eks. Aarbu og Thoresen (2001), side 326. I Thoresen (2003a) er anvendelsen av LOTTE enda tydeligere siden det beregnes marginalsatter for 9 ulike år på basis av ett identisk inntektsgrunnlag. Disse prosjektene er derfor eksempler på prosjekter som anvender en av avdelingens sentrale modeller. Tilsvarende miljøer er også toneangivende i studiene fra USA, med flere forfattere ansatt i "the Treasury".

Det er et utstrakt samarbeid mellom produsenter og brukere av inntektsdata i Statistisk sentralbyrå, med fortløpende tett kontakt. Jon Epland ved seksjon 420 har for eksempel kommentert og gitt innspill til Thoresen (2003a). Om resultatene fra disse prosjektene, spesielt, har gitt forbedringer i statistikken er det vanskelig å ha noen formening om.

Skauge-utvalget bestilte et vedlegg basert på denne tilnærmingen. Videre kan elastisitetsestimatene anvendes i samspill med skatteprovenyberegninger i LOTTE. For eksempel er de siste årenes justeringer i toppskatten gode eksempler på politikkendringer der størrelsene på inntektsresponsene har stor betydning for effektene av endringene, både med hensyn til effekter på skatteinntekter, fordeling, etc. Jeg har gjennomført noen analyser med basis i elastisitetsestimatene i Aarbu og Thoresen (2001), der kostnadene ved reduksjoner i toppskatten er diskutert med og uten atferdsendringer. Elastisitetsestimatene gir grunnlag for å anslå et intervall for effekten på skatteinntektene fra tilpasninger til de nye skattereglene. Disse analysene er imidlertid foreløpig ikke markedsført.

Et raskt søk internasjonalt viser at resultatene fra Aarbu og Thoresen (2001) refereres i diverse working papers, som kan tenkes å nå tidsskriftene etter hvert. Ellers hyggelig å se at vi inngår på "reading lists" på public finance kurs både på MIT (Poterba) og i Chicago (Goolsbee).

## Referanser

### A. Publiseringer fra prosjektene

Thoresen, T.O. og K.O. Aarbu (1999): Income Responses to Tax Changes - Evidence from the Norwegian Tax Reform, Discussion Papers 260, Statistisk sentralbyrå.

Thoresen, T.O. og K.O. Aarbu (2000): Skattereformen betraktet som et naturlig eksperiment, *Sosialøkonomen* nr. 1 2000, 54, 32-41.

Thoresen, T.O. (2003a): Reduced Tax Progressivity in Norway in the Nineties. The Effect from Tax Changes, revidert versjon av Discussion Papers 335, Statistisk sentralbyrå

Thoresen, T.O. (2003b): "Synkende skatteprogressivitet i Norge på 90-tallet. I hvilken grad har skatteendringene i perioden bidratt til dette?", vedlegg i 6 i *NOU 2003:9 Skatteutvalget*, Finans- og tolldepartementet, Oslo: Akademika, s. 385-398.

Aarbu, K.O. og T.O. Thoresen (2001): Income Responses to Tax Changes - Evidence from the Norwegian Tax Reform, *National Tax Journal* **54**, 319-335.

### B. Andre referanser

Aaberge, Rolf, John Dagsvik, og Steinar Strøm (1995): Labor Supply Responses and Welfare Effects of Tax Reforms, *Scandinavian Journal of Economics* **97**, 635-659.

Auerbach, A.J. (1996): Measuring the Impact of Tax Reform, *National Tax Journal* **49**, 665-673.

Auten, G. og R. Carroll (1999): The Effect of Income Taxes on Household Income, *The Review of Economics and Statistics* **84**, 681-693.

Blow, L. og I. Preston (2002): Deadweight Loss and Taxation of Earned Income: Evidence from Tax Records of the UK Self-Employed, WP 02/15, Institute for Fiscal Studies.

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, New York: Elsevier Science.

Cappelen, Å. (1999): "Skattenes partielle virkning på lønnsnivået", vedlegg 4 i *NOU 1999:7: Flatere skatt*, Finans- og tolldepartementet, Oslo: Akademika, s. 230-239.

Dagsvik, J.K. (1994): Discrete and continuous choice, max-stable processes, and Independence from Irrelevant Attributes, *Econometrica*, **62**, 1179-1205.

Feldstein, M. (1995): The Effect of Marginal Tax Rates on Taxable Income: A Panel Study of the 1986 Tax Reform Act, *Journal of Political Economy* **103**, 551-572.

Fjærli, E. og R. Aaberge (2003): "Kapitalinntekt og inntektsulikhet", vedlegg 7 i *NOU 2003:9 Skatteutvalget*, Finans- og tolldepartementet, Oslo: Akademika, s. 399-412.

Goolsbee, A. (2000): "It's not about the Money: Why Natural Experiments don't Work on the Rich", i J. Slemrod (red.): *Does Atlas Shrug? The Economic Consequences of Taxing the Rich*, New York: Russell Sage Foundation, 141-158.

Gruber, J. og E. Saez (2002): The Elasticity of Taxable Income: Evidence and Implications, *Journal of Public Economics* **84**, 1–32.

Lindsey, L. (1987): Individual Taxpayer Response to Tax Cuts, 1982-1984, with Implications for the Revenue Maximizing Tax Rate, *Journal of Public Economics* **33**, 173-206.

Moffitt, R.A. og M.O. Wilhelm (2000): "Taxation and Labor Supply Decisions of the Affluent", i J. Slemrod (red.): *Does Atlas Shrug? The Economic Consequences of Taxing the Rich*, New York: Russell Sage Foundation, 193-234.

NOU 1999:7: *Flatere skatt*, Finans- og tolldepartementet, Oslo: Akademika.

NOU 2003:9: *Skatteutvalget*, Finans- og tolldepartementet, Oslo: Akademika.

Sillamaa, M.A. og M.R. Veall (2001): The Effect of Marginal Tax Rates on Taxable Income: A Panel Study of the 1988 Tax Flattening in Canada, *Journal of public Economics* **80**, 341-56

Slemrod, J. (1996): "High Income Families and the Tax Changes of the 1980s: The Anatomy of Behavioral Response", i M. Feldstein og J.M. Poterba (red.): *Empirical Foundations of Household Taxation*, Chicago: The University of Chicago Press.

Triest, R.K. (1998): Econometric Issues in Estimating the Behavioral Response to Taxation: A Nontechnical Introduction, *National Tax Journal* **51**, 761–772.

## **Oppsummering og status for deler av arbeidet med mikroøkonomiske modeller for analyse av arbeidstilbud, skatt og fordeling av inntekt/velferd etter 1995<sup>1</sup>**

av Rolf Aaberge

### 1. Innledning

Arbeidstilbudsforskning har vært og er fortsatt et sentralt felt for avdelingens virksomhet. Dette skyldes naturligvis feltets betydning for å forstå virkemåten til økonomien. F.eks. vil det være nødvendig å benytte en empirisk modell for individers arbeidstilbud for å kunne evaluere virkningene av beskatningen av personinntekter på effektivitet og fordeling og for å beregne kostnadene ved beskatningen. Ideelt sett vil en ønske en modell som kan gi svar på følgende type spørsmål:

- (i) Vil en (provenynøytral) demping av den formelle progressiviteten gi økt arbeidstilbud og økt samfunnsøkonomisk effektivitet?
- (ii) Vil en demping av den formelle progressiviteten føre til en mer ulik fordeling av inntekter etter skatt, når vi tar hensyn til at skattereglene påvirker både størrelsen og fordelingen av bruttoinntektene?
- (iii) Vil en demping av progressiviteten påvirke nivået og fordelingen av velferd når målet for velferd fanger opp verdien av både inntekt og fritid?
- (iv) I hvilken grad er skattelettelse selvfinansierende, dvs. hva er provenytapet når det tas hensyn til at ev. økning i sysselsettingen øker skattegrunnlagene? Dette er en del av de beregningene som knytter seg til pkt. (i), men som også har krav på selvstendig interesse, jf. f.eks. publikasjonen "Fordeling og incitament 2002" fra det danske Finansministeriet.
- (v) Generelt vil arbeidstilbudsvirkninger som følge av endringer i lønn og/eller skattesatser kunne ha stor betydning for makroøkonomiske virkninger av ulike typer politikkendringer som det er generell interesse for.

For å svare på disse spørsmålene er det nødvendig å bruke en mikroøkonomisk modell. Det første spørsmålet kan i prinsippet besvares ved hjelp av en makroøkonomisk modell, men som påpekt av Strøm og Aaberge (1998, Sosialøkonomen nr. 9) er det mange problemer forbundet med tolkningen av tilbudsrelasjoner som utelukkende bygger på aggregerte tidsserier med arbeidsmarkedsdata. En representativ makroaktør vil være en meget sammensatt person i den forstand at vedkommende skal representere en rekke ulike marginale skattesatser, gitt kompleksiteten i det norske og andre faktiske skattesystemer. Det er derfor trolig umulig å kombinere en aggregert beskrivelse av arbeidstilbudsatferden med en nøyaktig beskrivelse av det skattesystemet som den enkelte står overfor. I stedet må systemet representeres med gjennomsnittlige effektive skattesatser etc. Sammenhengen mellom disse og regelverket vil

---

<sup>1</sup> Jeg vil takke Erlin Holmoy for nyttige innspill og kommentarer

normalt være uklar og lite autonom. Samtidig kan aggregeringen føre til betydelige tap av nøyaktighet og informasjon som følge av heterogenitet, gitt at en har tillitt til atferd og endringer på mikronivå. Et spesielt problem oppstår som følge av at strukturen i skattesystemet gjør budsjettmengdene ikke-konvekse. Dette kan føre til at arbeidstilbudet hopper fra null til et positivt antall timer på grunn av en skattereform, til tross for at reformen kan øke skatten for den første timen tilbudt. Når ulike jobbtyper forekommer med ulik sannsynlighet i markedet, kan disse hoppene forsterkes. Ikke bare kan marginals-katten ved for eksempel en heltidsjobb gå kraftig ned ved en skattereform; heltidsjobber er i tillegg de jobber det er flest av i markedet. Kraftig hopp i arbeidstilbudet som følge av en skattereform er funnet i simuleringer på norske data av Aaberge, Dagsvik og Strøm (1995) og Aaberge, Colombino og Strøm (1999), og med samme årsaker. Disse to arbeidene fokuserer på arbeidstilbudet til ektepar/samboende og er basert på data fra hhv 1979 og 1986. Styrken i disse studiene er den rigorøse modelleringen av husholdningenes adferd på arbeidsmarkedet som fanger opp både kompleksiteten i skattereglene, uobserverbare forhold som har betydning for den enkelte husholdnings tilpasning, rasjoneringsmekanismer som begrenser arbeidstilbydernes muligheter til å selv velge lengden på arbeidsdagen, samt perfekte aggregering over en rekke husholdningstyper som både er forskjellige i utgangspunktet og reagerer ulikt på skattereformen.

Jeg viser til Dagsvik (2003) for omtale av resultater fra de prosjektene som ble gjennomført i perioden 1985-1995, hvor jeg var en av prosjektdeltakerne. For å unngå gjentakelser vil jeg derfor nedenfor utelukkende fokusere på resultater fra prosjekter for perioden 1996/1997-2003 hvor jeg har hatt prosjektansvar og U. Colombino, S. Strøm (fram til 2001) og T. Wennomo har vært prosjektmedarbeidere. Målsettingen med disse prosjektene har vært å estimere og benytte arbeidstilbudsmodeller som hjelpemiddel for å analysere arbeidstilbuds- og fordelingsvirkninger av skattereformer. Analysene har vært basert på både norske og italienske data. Dette har gitt oss et bedre grunnlag for å forstå modellens evner til å fange opp heterogenitet i preferanser og betydningen av forskjeller i tilgang på jobbtyper i de to landene. Dessuten har vi kunnet gjennomføre komparative skattesimuleringer. Jeg skal nedenfor gi en kort oppsummering av hva som har vært formålet med de enkelte arbeidene og hva slags kunnskap de har gitt oss. For ordens skyld vil jeg nedenfor gi en kort beskrivelse av det økonomiske innholdet i modellen og hovedkonklusjonene fra de empiriske analysene.

## 2. Hovedresultater

De fleste av arbeidene som er gjennomført hittil analyserer arbeidstilbudsatferden til ektepar/samboere. Modellen som er benyttet i disse analysene er avledet fra mikroøkonomisk teori for tilbud av arbeid og kan sees på som en kontinuerlig versjon av en multinomisk logit-modell. Preferansene til ektefellene/samboerne er representert ved en nyttefunksjon som avhenger av ekteparets forbruk (lik inntekt etter skatt) og kvinnens og mannens fritid. Ekteparene/samboerne forutsettes å tilpasse seg slik at nyttefunksjonen maksimeres med hensyn på valg av jobb, gitt en budsjettbetingelse og gitt jobbmulighetene. Budsjettbetingelsen sier hvor stor inntekt ekteparet har til disposisjon ved ulike jobbvalg. Denne tilnæringsmåten innebærer at ektefellene/samboerne veier nytten av økt forbruk (lik disponibel inntekt) mot nytten av ikke å arbeide utenfor hjemmet. Alle detaljer ved skattesystemet er eksakt representert i modellen. Det er viktig å merke seg at for visse kombinasjoner av (lave) inntekter skatter ektepar felles i Norge. Mulige jobbalternativ er



karakterisert ved lønn pr. time og timer arbeidet. Individenes valg av arbeidstilbud er derfor et valg mellom jobber med ulike arbeidstider og lønnssetninger. Arbeidstidene og lønnssetningene er forutsatt bestemt av forhandlinger mellom fagforeninger og bedrifter, av bedriftenes teknologi og av offentlig lovgivning. Som økonometrikere observerer vi ikke preferansene og jobbmulighetene fullt ut, og vi lar derfor *både* preferansene og jobbmulighetene være stokastiske. I estimeringen av modellen lar vi parametrene i fordelingen til både preferanser og jobbmuligheter være avhengige av individkjennetegn og markedsforhold, f.eks. regional ledighet. De arbeidstilbudsmodeller vi har estimert tar derfor hensyn til det faktum at befolkningen er heterogen og at jobbmulighetene blant annet avhenger av individenes menneskelige kapital (utdanning og arbeidslivserfaring).

Modellen har vært estimert på tre datasett for Norge (1979, 1986, og 1995), to datasett for Italia (1987 og 1993) og ett for Sverige (1981). Estimaterne for preferanseparametrene har avslørt klare fellestrekk mellom land. Dette kommer tydeligst til uttrykk i arbeidstilbuds-elasitetene (beregnet ved simulering på modellen) som har vist seg å være relativt lave for gifte menn og kvinner med høy inntekt, og langt høyere for menn og kvinner med lav inntekt.

Modellen er blitt brukt til å simulere virkninger på arbeidstilbud, inntektsfordeling og velferdsendring av å erstatte det gjeldende skattesystem med flat skatt; dvs. en proporsjonal skatt fra og med første tjente krone. På italienske data har vi dessuten analysert virkningen av å erstatte det italienske progressive skattesystemet med en såkalt negativ inntektsskatt. I disse politikksimuleringene er skattesatsene for reformsystemene bestemt slik at det offentlige inntekter fra personbeskatningen er uendret.

Et felles trekk i beregningene våre er at det totale arbeidstilbudet i befolkningen blir styrket ved å gå over til flat, alternativt flatere, skatt. Dels skyldes dette en økt yrkesdeltakelse blant gifte kvinner og dels et økt arbeidstilbud i timer, gitt yrkesdeltakelsen. Noen gifte kvinner og menn reduserer arbeidsinnsatsen, mens andre øker arbeidstilbudet så mye at det totale arbeidstilbudet går opp. Arbeidstilbudsresponsene er dels et resultat av inntektseffekter og dels et resultat av substitusjonseffekter.

En høyere gjennomsnittsskatt, gitt arbeidstilbudet, gjør et ektepar fattigere. Siden fritid er estimert til å være et normalt gode, øker arbeidstilbudet når gjennomsnittsskattene øker. For noen personer med lav inntekt kan en overgang til flat skatt øke gjennomsnittsskatten og dermed gi et høyere arbeidstilbud. En lavere marginalsatt kan gjøre det mer attraktivt å arbeide "en time ekstra". Den økonometriske modellen holder eksakt rede på hvem som blir utsatt for de ulike endringene i gjennomsnitts- og marginalsatt.

Responsen i Norge er noe sterkere enn i andre land og henger (forbausende for noen kanskje) sammen med at det er en større fleksibilitet i jobbmulighetene for gifte kvinner i Norge enn i de andre landene. Dessuten er det som nevnt en fellesbeskatning for lave inntekter i Norge. En gift norsk kvinne som ikke er i arbeid må derfor betale mannens marginalsatt for de "første timene" arbeidet. Overgangen til flat skatt kan derfor føre til at gifte kvinner i "fattige husholdninger" får lavere marginalsatt samtidig som mannen får en høyere gjennomsnittssatt. Begge endringene trekker i retning av høyere arbeidstilbud spesielt blant ektepar med lave inntekter. For ektepar med høye inntekter kan både marginal- og gjennomsnittssatter bli lavere. Responsen blant personer med høy inntekt (og høy utdanning) på lavere marginalsatter er imidlertid relativt svak. Inntektseffekten dominerer og arbeidstilbudet går dermed ned. Disse endringene i arbeidstilbudet fører til endringer i inntektsfordelingen før skatt, og vi finner at den blir jevnere som følge av en overgang til flat skatt. Årsaken er bl.a. de endrete tilpasninger blant "fattige" og "rike" husholdninger som er nevnt foran.

Hva så med velferdsendringer av en endring i skattereglene? Dette er problematisk å analysere. Dersom en ikke tillater målbar nytte, kan en ikke sammenligne nyttenivåer mellom

personer. Da må man nøye seg med å regne ut hvem som tjener/taper på endringer i skattereglene. På norske data har vi funnet at en majoritet får en velferdsforbedring av å gå over til flat skatt. Det har imidlertid vært vanlig i mikroøkonometriske studier å beregne en pengemessig verdi (money metric) for velferdsendringen i det enkelte hushold av å endre skattereglene, f.eks. en beregning av den såkalte "compensating or equivalent variation". Gjennomsnittet (eller summen) av et slikt kompensasjonsbeløp blant husholdningene er det empiriske grunnlaget i en heterogen befolkning for å beregne dødvektstapet ved det eksisterende skattesystemet i forhold til et flatt. Den velferdsteoretiske tolkningen er problematisk idet en slik tolkning krever for det første en bestemt kardinalisering (målbarhet) av nyttefunksjonene til de enkelte husholdningene, og for det andre at alle husholdningene tillegges samme vekt i et mål på samfunnsvelferd. Beregninger av denne noe obskure størrelsen viser at det kan være en velferdsgevinst ved å erstatte den progressive skattestrukturen i Norge med en flat skatt.

### 3. Kort omtale av de mest sentrale arbeidene

Siden paperet

Aaberge, R., J.K. Dagsvik and S. Strøm (1995): "Labor Supply Responses and Welfare Effects of Tax Reforms", *Scandinavian Journal of Economics* 4, 635-659.

er den første internasjonale publiseringen av en empirisk analyse basert på rammeverket som ble utviklet av Dagsvik (1995), er det naturlig å behandle dette paperet som et utgangspunkt og referanse for de paperne som er blitt produsert seinere. Jeg vil derfor gi en kortfattet omtale av de empiriske resultatene i paperet. Et av formålene med dette arbeidet var å vise at tradisjonelle gjennomsnitts lønns-elasticiteter kan gi et missledende bilde av arbeidstilbudsresponsene. Modellen ble estimert for ektepar/samboere basert på mikrodata (Levekårsundersøkelsen) fra 1979 og tar hensyn til at det er simultanitet i arbeidstilbudsatferden mellom ektefeller/samboere. Resultatene viser at lønns-elasticitetene er betydelig større for gifte/samboende kvinner enn for gifte/samboende menn og at disse elasticitetene varierer betydelig med familiens disponible inntekt. For å få et korrekt bilde av den aggregerte elasticiteten må derfor denne bestemmes ved å legge sammen alle de simulerte individuelle tilbudsendingene framfor en beregning basert på gjennomsnitts- verdien av individuelle kjennetegn. Artikkelen viser dessuten at modellen er i stand til å reprodusere fordelingene av arbeidstid for gifte/samboende menn og kvinner og disponibel inntekt for familiene, mens arbeidstilbudsstudier basert på det tradisjonelle modellverktøyet ikke hadde lyktes med dette. Arbeidet gir også en kortfattet analyse av å innføre 1992-systemet og simulerer noen summariske effekter av å innføre et flatt skattesystem.

Aaberge, R., Colombino U. and S. Strøm (1999): "Labor Supply in Italy: An Empirical Analysis of Joint Household Decisions with Taxes and Quantity Constraints", *Journal of Applied Econometrics*, 14, 403-422.

Et av formålene med dette arbeidet var å utvikle en enklere begrunnelse for modellrammen som ble introdusert av Dagsvik (1994), som av internasjonale forskere på feltet ble oppfattet som vanskelig tilgjengelig. I motsetning til Dagsvik (1994) valgte vi å behandle arbeidstiden som en diskret størrelse. Dette valget tillot oss å bruke en forholdsvis enkel strategi for

utvikling av modellen mens en behandling av tiden som kontinuerlig størrelse krever en betydelig mer matematisk sofistikert tilnærming.

Den empiriske delen av dette arbeidet omhandler arbeidstilbud blant italienske ektepar/samboere og er basert på mikrodata fra Banca d'Italia i 1984. Resultatene viser slående likhet med hva vi tidligere hadde funnet for norske /ektepar/samboere; større lønns-elasticiteter for kvinner enn for menn og større lønns-elasticiteter for fattige enn for rike. Styrken på responsene var imidlertid svakere enn det vi fant for Norge og viste seg å kunne forklares med større fleksibilitet i jobbmulighetene i Norge enn i Italia; i det italienske arbeidsmarkedet var det betydelig mindre innslag av jobber med deltid enn i Norge og dette viste seg å ha en sterk effekt på lønns-elasticitetene for de gifte/samboende kvinnene. Det er derfor viktig å merke seg at lønns-elasticitetene både avhenger jobbmulighetene i arbeidsmarkedet og av det eksisterende skattesystemet. Også i dette arbeidet gir vi noen summariske resultater av en flat skatt simulering.

Aaberge, R., Colombino, U., Strøm, S. and T. Wennemo (1998): "Evaluating Alternative Tax Reforms in Italy with a Model of Joint Labour Supply of Married Couples", *Structural Change and Economic Dynamics*, **9**, 415-433.

I dette arbeidet presenter vi estimater for ektepar/samboer-modellen basert på italienske data fra 1993. Strukturen i de avledede elasticitetene er i grove trekk sammenfallende med det vi fant på grunnlag av 1984-data, men styrken i elasticitetene er redusert. Dette er samsvar med hva vi forventet fordi utdanningsnivået til arbeidsstyrken hadde økt. Dermed besto arbeidsstyrken i 1993 av relativt flere individer med høye inntekter enn i 1984.

Hovedformålet med dette arbeidet var å analysere effektene av å erstatte 1993-systemet med forskjellige alternative systemer; ett flatt og to systemer med negativ inntektsskatt med garantert minsteinntekt. Resultatene fra denne simuleringsstudien viste at effektene på arbeidstilbudet av å innføre disse skattene var positive men ikke veldig sterke. Den svake styrken i responsene kan forklares med mangelen på relevante jobbtillbud og skyldes altså ikke preferansene. Resultatene kan tyde på at en svak majoritet ville vinne på innføring av disse reformene, men denne konklusjonen var tentativ. For å undersøke holdbarheten i denne konklusjonen ville det være nødvendig å gjennomføre en mer utfyllende analyse basert på velferdsmål som fanger opp både verdien av fritid og inntekt.

Aaberge, R., Colombino U. and S. Strøm (2000): "Labor Supply Responses and Welfare Effects from Replacing Current Tax Rules by a Flat Tax: Empirical Evidence from Italy, Norway and Sweden", *Journal of Population Economics*, 595-621.

Formålet med denne studien er å analysere effektene (effektivitet og fordeling) av å erstatte 1992-skattesystemene i Norge, Italia og Sverige med en flat skatt under bibetingelsen om uendret proveny. Studien er begrenset til ektepar og er basert på tidligere estimerte og publiserte modeller med unntak for Sverige hvor den empiriske modellen bare er publisert som DP (Aaberge, Dagsvik and Strøm, 1990). Siden modellene er estimert på data for andre år enn 1992, hvor systemene var forskjellig fra 1992-systemet, måtte vi i dette arbeidet først simulere arbeidstilbud og inntektsfordelinger under 1992-systemene. Resultatene fra disse simuleringene ble så brukt som grunnlag for å sammenligne effektene av å innføre en flat skatt. Resultatene viste at innføringen av en flat skatt ville redusere kostnaden ved beskatningen i alle land, men at utslaget var spesielt stort for Norge. I alle tre land ville de

rike ekteparene/samboerne vinne betydelig mer på en slik reform enn de fattige ekteparene/samboerne. I motsetning til fattige ektepar/samboere endret imidlertid ikke de rike ekteparene/samboerne sitt arbeidstilbud i særlig grad; de fikk igjen betydelig mer inntekt etter skatt ved et flatt system uten å endre arbeidstilbudet. Dette gir en antydning om at et system som opprettholder høy beskatning på de rike men reduserer beskatningen for midlere og lavere inntekter vil ha gunstige effekter både på effektivitet og fordeling. Et av formålene med videreføringen av disse studiene ville derfor være å utforske denne hypotesen.

Aaberge, R., Colombino, U., Strøm, S. and T. Wennemo (2000): "Joint Labour Supply of Married Couples: Efficiency and Distributional Effects of Tax Reforms", In: H. Sutherland, L. Mitton and M. Weeks (Eds.) *Microsimulation in the New Millenium: Challenges and Innovations*, Department of Applied Economics, Cambridge University, 2000.

Dette arbeidet er resultatet av en invitasjon til deltakelse på en konferanse ved Cambridge University med påfølgende bokutgivelse etter referee-vurdering av de inviterte arbeidene. Hovedhensikten med arbeidet var å demonstrere effekten av (noen gamle og noe nye) politikksimuleringer og å kaste lys over betydningen av hhv simuleringsusikkerhet og parameterusikkerhet (estimeringsusikkerhet) ved bruk av modellen. Parameterusikkerhet skyldes usikkerhet i bestemmelsen av modellparametrene, mens simuleringsusikkerhet skyldes effekten av uobserverbare variable og manglende kunnskap om valgmengden til individene. Vi må derfor smulere disse variablene. Resultatene viser at størrelsen på simuleringsusikkerheten er neglisjerbar når vi trekker 200 markedsalternativ for hvert ektepar/samboerpar, slik at hovedbidraget til usikkerheten i resultatene kommer fra parameterusikkerheten. Denne usikkerheten kan bare reduseres ved å øke utvalgsstørrelsen.

### **Paper som er til vurdering i tidsskrifter**

Aaberge, R., Colombino U. and S. Strøm (2001): " Do More Equal Slices Shrink the Cake? An Empirical Evaluation of Tax-Transfer Reform Proposals in Italy, Working Paper No. 21, CHILD, Torino.

Hovedformålet med dette arbeidet er å studere velferdseffektene av å erstatte det italienske 1993-skattesystemet med forskjellige alternative skattesystem, der problemet med måling, sammenligning og aggregering av individuell velferd er gitt størst oppmerksomhet. De empiriske resultatene er basert på en tidligere estimert arbeidstilbuds-modell for ektepar og viser at et flertall av familiene vil vinne på å innføre reformene og at dette resultatet er uavhengig av valg av individuell og sosial velferdsfunksjon. Resultatene viser dessuten at både negativ inntektsbeskatning og work fare (overføring fra det offentlige med krav om minimumsjobbing) beskatning kan gi både gunstige effektivitets- og fordelingseffekter.

Aaberge, R., U. Colombino and J.E. Roemer (2003): "Optimal Taxation According to Equality of Opportunity: A Microeconomic Simulation Analysis", Working Paper No. 5/03, ICER, Torino.

Dette arbeidet representerer en utvidelse i forhold til tidligere arbeider både når det gjelder arbeidstilbuds-modelleringen og evalueringen av skattesimuleringene. I evalueringen av

skattereformene har vi i tillegg til de tradisjonelle rank-baserte velferdsfunksjonene basert på resultatlikhet (EO) introdusert og benyttet en velferdsfunksjon reflekterer idealet om "like muligheter" (EOp). I dette prosjektet har vi støttet oss til Roemer (1998), som gir en operasjonell teori for "likhet i muligheter". Denne teorien kan betraktes som en forlengelse av John Rawls *Theory of Justice*. Utgangspunktet for Roemers tilnærming er at individene i et samfunn har ulike muligheter til å nå bestemte mål, som i vårt tilfelle er å tjene penger. Første trinn i operasjonaliseringen av begrepet "like muligheter" er å klargjøre hva som skyldes forhold som ligger utenfor individenes egen kontroll, og hva som er gjenstand for egne valg. Teorien forutsetter at individene har ansvar for egne valg og anstrengelser (innsats), men ikke for konsekvensene av de forhold som de ikke har hatt kontroll over. Av slike forhold er det naturlig å trekke fram oppvekstvilkår. Vi har brukt foreldrenes utdanning og yrke som operasjonelle mål for å fordele individene i grupper etter forhold de ikke har hatt kontroll over. Siden individene i en og samme gruppe vil anstrenge seg ulikt for å tjene penger, må vi forvente at bruttoinntektene (lønningene) i denne gruppen har en skjev fordeling. Dataene viste at fordelingene for de forskjellige gruppene skillte seg fra hverandre på en slik måte at vi kunne påstå at foreldrenes utdanning/yrke har hatt betydning for barnas muligheter til å tjene penger. Av denne grunnen fant vi det relevant å undersøke om skatte- og overføringssystemet har kompensert personer med ugunstig bakgrunn og på den måten bidratt til å jevne ut forskjeller som er et resultat av forhold som individene selv ikke har hatt kontroll over.

Som påpekt ovenfor skiller denne tilnærmingen seg fra den mer radikale tilnærmingen basert på "resultatlikhet". En skatte- og overføringspolitikk basert på "resultatlikhet" vil som kjent forsøke å utjevne inntektsforskjellene, uansett om disse skyldes uheldig bakgrunn eller ulik innsats. Følgelig blir heller ikke individene holdt ansvarlig for egen atferd.

Arbeidet er basert på italienske data og omfatter bortimot hele arbeidsstyrken; dvs. vi har for første gang estimert modeller for enslige kvinner og menn i tillegg til den tidligere estimerte modellen for ektepar/samboere. De empiriske resultatene avslørte at arbeidstilbuds-elasticitetene for enslige kvinner og menn viste seg å ha samme mønster og styrke som arbeidstilbuds-elasticitetene som gifte menn. Kravet om uendret proveny omfatter nå hele arbeidsstyrken og har vært mer komplisert å håndtere enn tidligere i og med at vi må simulere effektene fra tre modeller. Skattebidraget fra hhv enslige kvinner og menn og ektepar er derfor et resultat av simuleringen og ikke fastlagt a priori. I dette arbeidet har vi brukt disponibel (ekvivalent)inntekt som mål for velferd; dvs. vi ignorerer verdien av fritid. En utvidelse som også tar hensyn til verdien på fritid er planlagt gjennomført på grunnlag av norske data fra 1995. Resultatene fra skatteevalueringene viser at lump-sum beskatning gir høyest velferd når vi bruker resultatlikhet-velferdsfunksjonene (EO), uansett hvilken grad av ulikhetsaversjon EO-velferdsfunksjonen har. Nå evalueringen er basert på "like muligheter"-velferdsfunksjonene (EOp) viser det seg imidlertid at det optimale systemet inneholder en stor overføringskomponent samt høye skattesatser på midlere og høyere inntekter. Som en kuriositet kan det nevnes at når vi bruker en EOp-velferdsfunksjon avledet fra Gini-koeffisienten så viser det seg at det optimale skattesystemet er temmelig likt dagens italienske skattesystem med den forskjell at lump-sum overføringen er mindre i det faktiske systemet enn det optimale systemet.

Aaberge, R., U. Colombino and T. Wennemo: "Heterogeneity in the elasticity of labor supply in Italy and some policy implications", Working Paper No. 20, CHILD, Torino, 2002.

Dette arbeidet gir en dokumentasjon av estimerings-resultatene av modeller for hhv enslige kvinner og menn og inneholder dessuten en samlet presentasjon og drøfting av elasticitetene

for enslige og gifte/samboende personer og mulige politikimplikasjoner av de empiriske funnene.

#### 4. Data og dataprojekter

Det ser ut til å være enighet blant de fleste som beskjeftiger seg med empiriske økonomiske analyser at investering i forbedrede data i de fleste tilfeller vil gi større avkastning enn innsats som leder til mer sofistikerte analysemetoder. Et interessant spørsmål er da hvorfor så få forskere ofrer så lite tid for å framskaffe bedre data? En mulig forklaring er at det er få incentiver som stimulerer til en slik innsats. En annen forklaring er at det ikke er spesielt morsomt. Dessuten er det mye enklere å kreve at "andre" (dvs. statistikk-avdelingene) tar ansvaret for å gjøre jobben for oss. På tross av dette har jeg ofret ganske mye tid på å bidra til å øke omfang og kvalitet på data for analyse av arbeidstilbud, skatt og inntektsfordeling (velferd). Dette har naturligvis sammenheng med at jeg oppnådde mye erfaring med datainnsamling som ansatt i Fagavdelingen (fem år) før jeg begynte i Forskningsavdelingen. Denne erfaringen har gitt meg et godt grunnlag for å bedømme mangler og svakheter ved Byråets data. Jeg har derfor sett det naturlig å engasjere meg i slike spørsmål. Blant annet som medlem av et arbeidsutvalg(1983) som skulle vurdere Inntekts- og formueundersøkelsens (IF) hyppighet. I den forbindelse foreslo jeg og oppnådde støtte for at IF burde gjøres om fra en tre-årig tverrsnittsundersøkelse til en løpende panelundersøkelse. Jeg lyktes med å få gjennomslag for denne ideen på tross av at sterke krefter i Forskningsavdelingen (med Erik Biørn i spissen) gikk sterkt imot denne endringen. I 1989 var jeg medlem av en arbeidsgruppe (oppnevnt av styringsgruppa for skatteforskningsprogrammet) for å vurdere datagrunnlaget for skatteforskning. Resultatet av forslagene fra denne arbeidsgruppa førte imidlertid bare til marginale endringer i opplegget til Inntekts- og formueundersøkelsene, noe som kan skyldes at ingen i arbeidsgruppa engasjerte seg i oppfølgingen av de forslagene som ble lansert. På oppfordring fra Byråets direktør tok jeg i 1994 ansvaret for å lede en arbeidsgruppe som hadde som oppgave å vurdere samordning av levekårsrelatert statistikk, med spesiell vekt på forholdet mellom statistikk og forskning. Til erstatning for de mange enkeltstående levekårsrelaterte undersøkelsene, foreslo arbeidsgruppen at Byrådet skulle innføre en samordnet temaroterende levekårsundersøkelse på minst 10 000 personer/hushold der halvparten skulle utgjøre et løpende panel. Kjernen i disse undersøkelsene skulle bestå av tilgjengelige data fra personregistrene, mens intervjuene skulle brukes til å supplere informasjonen fra registrene. Forslagene til arbeidsgruppen har dannet grunnlaget for innsamling av levekårsrelevante data siden 1996.

I 1997 tok jeg initiativ til et prosjekt om definisjon og måling av timelønn og arbeidstid og sendte søknad om finansiell støtte til NFR-programmet "Sysselsetting og arbeidsmarked". Prosjektet nådde imidlertid ikke opp og ble skrinlagt på tross uttrykt interesse fra alle arbeidstilbudsforskerne (meg selv inkludert) i Forskningsavdelingen. Jeg antar at det ikke ville ha vært vanskelig å ha fått gjennomslag for bruk av statsmidler for et slikt prosjekt. Men som kjent er det lettere å snakke om mulige problemer enn å gjøre noe med dem. Min interesse for dette temaet har imidlertid inspirert meg til å prøve ut to forskjellige framgangsmåter for definisjon og måling av arbeidstid. Jeg kommer nærmere inn på dette nedenfor.

Dataene som benyttes i disse studiene kan naturligvis ikke betraktes som eksakte. På samme måte som alle andre økonomiske data kan de utelukkende betraktes som approksimasjoner for de data en ideelt sett skulle ha ønsket å ha tilgang til. Dette gjelder måling av såvel arbeidstid og timelønn som måling av inntekt og andre økonomiske variable. Det er ingen grunn til å

overfokusere problemene knyttet til definisjon/måling av arbeidstid siden målingen av andre økonomiske variable er beheftet med tilsvarende svakheter.

#### 4.1. Definisjon av måling av arbeidstid og timelønn:

Datagrunnlaget for arbeidstilbudsstudiene i SSB har vært Levekårsundersøkelsene fordi disse undersøkelsene gir data om husholdenes sammensetning (også samboere). Dessuten inneholder Levekårsundersøkelsene opplysninger om lønn (timelønn, ukelønn eller månedslønn) og arbeidstid. Siden detaljerte data om markedsinntekter fra sjølmeldingene og kontantoverføringer fra trygderegistrene er koblet til levekårsutvalget kan vi benytte to alternative måter for definisjon og måling av arbeidstid. Den ene bygger på opplysningene om oppgitt lønn i Levekårsundersøkelsen (som svar på spørsmålet "Omtrent hvor mye har du vanligvis i lønn for arbeidet i ditt hovedyrke pr. time, pr. uke eller pr. måned? Oppgi lønnen før skatt og andre fradrag er trukket fra og ta med eventuell overtidsbetaling") og benytter en forutsetning om 37 timer hvis det gis opplysning om ukelønn og 4x37 timer hvis det gis opplysning om månedslønn (de aller fleste). På grunnlag av de avledede timelønningene beregner vi så arbeidstid ved å dividere årlig lønnsinntekt på timelønn. Denne framgangsmåten er naturligvis ikke feilfri. Problemet er knyttet til forutsetningen om 37 timers uke og timelønnen i hovedyrke også gjelder for bi-yrke. Selv om det store flertallet har en kontraktfestet arbeidstid på rundt 37 timer finnes det naturligvis andre kontrakter i markedet; også for de som får utbetalt månedslønn. Fordelen med denne framgangsmåten er at vi kan identifisere arbeidstiden til personer som har flere jobber eller som har en jobb hvor det er mulig å tjene ekstra i tillegg til kontraktfestet lønn. For de fleste må vi anta at slik ekstra inntekt har fortrenget fritid. Det vil bli fanget opp ved denne målemetoden.

Den andre metoden benytter data fra svar på følgende spørsmål om arbeidstid: "Hvor mange timer pr. uke arbeider du vanligvis i alt i ditt hovedyrke? Regn også med betalte overtidstimer og ekstraarbeid hjemme i forbindelse med dette arbeide". Til de som har et bi-yrke blir det stilt følgende spørsmål: "Hvor mange timer pr. uke arbeider du vanligvis i ditt bi-yrke?". Timelønnen blir deretter beregnet ved å dele lønnsinntekten på summen av arbeidstidene i hovedyrke og bi-yrke multiplisert med antall uker i året (fratrasket ferie) (48). Dette er naturligvis et mye mer krevende spørsmål for intervjuobjektet enn spørsmålet om lønn som de fleste får melding om skriftlig en gang i måneden. Problemet er knyttet til tolkningen av formuleringen "Regn også med betalte overtidstimer og ekstraarbeid hjemme i forbindelse med dette arbeide". De fleste arbeidstakere i tjenesteytende yrker vil jamt over bruke tid hjemme på jobberelatert arbeid; feks. lærerne. Men forståelsen av hvordan de skal svare på arbeidstid vil nok variere. Noen vil bruke kontraktfestet arbeidstid som svar, mens andre vil legge tiden brukt hjemme til den kontraktfestede arbeidstiden. For lærerne og mange andre grupper gir sannsynligvis kontraktfestet arbeidstid et rimelig korrekt uttrykk for reell arbeidstid fordi arbeidsdagen er relativt fleksibel med gode muligheter til å bruke tid på private gjøremål. I sum jobber sannsynligvis de fleste ikke mer en kontraktfestet arbeidstid. For de som har sesongarbeid, uregelmessig overtidsarbeid eller varierende arbeidstid over året er det rimelig grunn til å forvente unøyaktig måling av arbeidstid.

De fleste arbeidstilbudsstudiene som er gjennomført i SSB er basert på den førstnevnte metoden for måling/beregning av timelønn og arbeidstid, dvs. opplysningene om timelønn, ukelønn eller månedslønn blir brukt sammen med observert årslønn. Basert på data for 1994/95 har vi imidlertid estimert separate lønnsrelasjoner for kvinner og menn i offentlig og privat sektor basert begge tilnærmingene. For flertallet av gruppene er det godt samsvar mellom estimatene

for koeffisientene i lønnsrelasjonene, men "goodness of fit" er mye bedre når vi benytter data om lønn enn når vi benytter svarene på ukentlig arbeidstid. Ved den første metoden ligger  $R^2$  på rundt 0,30 for alle de fire gruppene, mens vi ved den andre metoden finner  $R^2$  på rundt 0,10 for to grupper og 0,20 og 0,25 for de andre gruppene. Basert på data for 1986 har vi også estimert modellen ved å benytte de to forskjellige metodene for måling av timelønn/arbeidstid og vi fant da sterkt sammenfall i estimatene for de sentrale parametrene i arbeidstilbudsmodellen.

Estimeringen av modellen for 1995 er basert på data avledet fra opplysninger om lønn. Men i de tilfellene vi finner betydelige avvik i målingen av arbeidstid ved de to nevnte metodene har vi benyttet predikert timelønn fra lønnsrelasjonen og beregnet arbeidstiden ved å dele årslønnen på predikert timelønn. Elastisitetene avledet fra den estimerte modellen er presentert i tabell 1 nedenfor.

## 5. Formidling

I tillegg til å skrive en rekke artikler (de fleste sammen med Steinar Strøm) med forøk på å gi en ikke-teknisk formidling av resultatene fra arbeidstilbudsstudiene (spesielt simuleringer av effektene av skattereformer) i tidsskrift som Økonomisk analyse, Sosialøkonomien og Økonomisk forum, har jeg, Ugo Colombino eller Steinar Strøm presentert paper fra arbeidstilbudsprosjektene på en rekke internasjonale konferanser. Dessuten har jeg/vi gitt seminar ved NHH, Frisch-senteret, Universitetet i Torino, Universitetet i Verona og Universitetet i Cambridge. I tillegg har jeg deltatt i presentasjonen av resultatene fra våre arbeidstilbudsstudier for den norske finanskomiteen (to ganger), en gang for den svenske finanskomiteen, og holdt seminar i AAD og flere ganger i Finansdepartementet. Til slutt kan jeg nevne at arbeidene våre har blitt presentert flere ganger på Skatteforum (Skatteforskningsprogrammets årlige seminar).

## 6. Finansiering

I siste del av 80-tallet og første del av 90-tallet oppnådde vi (Strøm, Dagsvik, Wennemo og Aaberge) ekstern støtte fra Skatteforskningsprogrammet. I perioden 2000 - 2003 (vår) har vi hatt finansiering fra Velferdsstasprogrammet, mens Skatteforskningsprogrammet har støttet en videreføring av prosjektet ved en mikro-makrokobling fra 2002. Hvis vi ser hele perioden 1985-2003 under utvilsomt hovedtyngden av finansieringen være basert på midler fra SSB. Det er vanskelig å gi et presist anslag på den totale ressursbruken, men vil tro at det ligger i størrelsesorden 50-60 årsverk.

## 7. Status og videreføring av arbeidstilbuds-prosjektet

I 2002 og 2003 har hovedinnsatsen på dette feltet vært knyttet til estimering av arbeidstilbudmodeller for den norske arbeidsstyrken basert på data fra Levekårsundersøkelsen i 1995. Grunnen til at vi valgte 1995-dataene istedenfor et datasett fra slutten av 90-tallet er at 95-undersøkelsen er den eneste levekårsundersøkelsen som inneholder informasjon om foreldres utdannings- og yrkesbakgrunn. Denne type informasjon er essensiell for våre analyser av "like muligheter". Estimeringsarbeidet er avsluttet og arbeidet med dokumentasjon pågår. Dette er første gang vi har estimert modeller for (så og si) hele arbeidsstyrken. Estimeringsresultatene virker rimelige og gir forventet fortegn på parametrene, selv om modellene til sammen inneholder mer enn 80 parametre. Modellene for



enslige kvinner og menn og ektepar/samboere er estimert simultant fordi de inneholder noen felles parametre. De avledede elastisitetene i tabellene 1 og 2 viser at mønsteret er det samme som vi har funnet på grunnlag av tidligere datasett, men styrken i elastisitetene er svakere. Dette er som forventet og skyldes at utdanningsnivået for arbeidsstyrken i 1995 er betydelig høyere enn i 1979. Derfor er også en betydelig større andel av de gifte kvinnene sysselsatt i 1995 enn 1979, noe som gjør potensialet for økning i arbeidstilbudet mindre.

**Table 1. Labor supply elasticities for single females, single males, married females and married males by deciles of household disposable income in Norway 1995**

Family status	Type of elasticity	Female elasticities		Male elasticities		
		Own wage elasticities	Cross elasticities	Own wage elasticities	Cross elasticities	
Single females and males	Elasticity of the probability of participation	I	0.59		0.00	
		II	0.45		0.00	
		III	0.06		0.06	
		IV	0.00		0.00	
		V	0.00		0.00	
	Elasticity of the conditional expectation of total supply of hours	I	-0.17		0.77	
		II	-0.04		0.00	
		III	-0.08		-0.08	
		IV	-0.07		0.00	
		V	0.00		0.00	
	Elasticity of the unconditional expectation of total supply of hours	I	0.42		0.77	
		II	0.42		0.00	
		III	-0.02		-0.02	
		IV	-0.07		0.00	
		V	0.00		0.00	
Married females and males	Elasticity of the probability of participation	I	1.03	-0.28	0.90	-0.23
		II	0.35	-0.14	0.79	0.00
		III	0.14	-0.23	0.13	-0.10
		IV	0.12	-0.12	0.06	-0.06
		V	0.07	0.00	0.06	-0.19
	Elasticity of the conditional expectation of total supply of hours	I	1.51	-0.01	0.87	0.11
		II	0.62	-0.53	0.38	-0.08
		III	0.27	-0.24	0.18	-0.14
		IV	0.08	-0.22	0.02	-0.09
		V	0.19	-0.10	-0.02	-0.23
	Elasticity of the unconditional expectation of total supply of hours	I	2.54	-0.29	1.77	-0.12
		II	0.97	-0.67	1.17	-0.08
		III	0.41	-0.47	0.31	-0.24
		IV	0.20	-0.34	0.08	-0.14
		V	0.26	-0.10	0.05	-0.42

**Table 2. Aggregate labor supply elasticities for single and married individuals in Norway 1995**

Family status	Type of elasticity	Female elasticities		Male elasticities	
		Own wage elasticities	Cross elasticities	Own wage elasticities	Cross elasticities
Single females and males	Elasticity of the probability of participation	0.12		0.04	
	Elasticity of the conditional expectation of total supply of hours	-0.09		-0.02	
	Elasticity of the unconditional expectation of total supply of hours	0.02		0.02	
Married females and males	Elasticity of the probability of participation	0.21	-0.19	0.23	-0.11
	Elasticity of the conditional expectation of total supply of hours	0.31	-0.23	0.16	-0.13
	Elasticity of the unconditional expectation of total supply of hours	0.52	-0.42	0.39	-0.23

Høsten 2003 og våren 2004 planlegger vi gjennomføre en rekke skattesimuleringer av samme type som vi tidligere har gjennomført på italienske data. Ett av målene er å gjennomføre en analyse som kan avsløre hvilket skattesystem som er optimalt under ulike forutsetninger om valg av sosial velferdsfunksjon basert på hhv resultatlikhet og "like muligheter". Dessuten vil vi studere betydningen av å bruke disponibel inntekt og et velferdsmål som fanger opp verdien av både inntekt og fritid.

Resultatene av skattesimuleringene som er diskutert ovenfor, er basert på og må fortolkes innenfor rammen av en partiell likevektsmodell. Det innebærer blant annet at vi må forutsette at fordelingen av timelønn er uendret. Vi har valgt å ikke begi oss ut på noen spekulasjoner om hvordan denne fordelingen kan tenkes å bli påvirket av skatte- og arbeidstilbudsendingene. Tilsvarende har vi heller ikke kunnet ta inn over oss hvordan et økt arbeidstilbud kan øke andre skatteinntekter, f.eks. fra arbeidsgiveravgifts- og momsinnbetalinger, selv om også slike betraktninger vil være viktige i en altomfattende evaluering av skattereformer. Tilbudsøkninger i den partielle modellen vil dermed undervurdere a) økningen i offentlige nettoinntekter og rommet for provenynøytrale skattelettelser; b) velferdseffekten ved at timer anvendes til å produsere konsumgoder fremfor fritid. Undervurderingen i b) skyldes at skattekilen og dermed forskjellen i marginal betalingsvillighet for de to anvendelsene av tid er større enn det som tilsvarer den marginale

personlige skattesatsen på lønnsinntekt. Våre studier nøyer seg med å sikre at de direkte personskattene skal være uendret. Videre er også arbeidsuavhengige inntekter eksogene og uendret av de tilpasningene som skjer i den partielle modellen.

Hvis vi skal ta hensyn til endogenitet i henholdsvis lønn, arbeidsfrie inntekter, samt andre offentlige inntekter og utgifter enn dem som direkte knytter seg til personskatt på lønnsinntekt, samt et videre mål på skattekilene, må simuleringene gjennomføres innenfor rammen av en generell likevektsmodell. Et slikt prosjekt er vi nå i gang med sammen med Erling Holmøy. Planen er da å benytte de estimerte mikromodellene i samspill med en ny versjon av MSG-6 for å studere effektivitets- og fordelingsvirkninger av skattereformer. Vi regner med at dette vil være en tidkrevende prosess, blant annet fordi vi må ta stilling til og løse en rekke faglige og praktiske problemer som følger av å knytte sammen en detaljert partiell mikromodell med en generell likevektsmodell. Målsettingen er at vi skal ha klar noen resultater fra dette prosjektet i løpet av høsten.

Dette prosjektet har både et metodisk og empirisk formål. Det *empiriske* formålet er å bidra til kvantitativ innsikt om effektivitets- og fordelingsvirkninger av endringer i skattesystemet. Analysene vil avgrense seg til skatter som først og fremst påvirker arbeidstilbud og sysselsetting. Vi ønsker å studere virkningene av både faktiske endringer etter 1991 og bestemte skattereformer som kan være aktuelle i årene fremover, eksempelvis negativ inntektsskatt og flatere personbeskatning gjennom redusert toppskatt og reduserte bunnfradrag. Prosjektet bygger på den forutsetning at de viktigste tilpasningene av sysselsettingen til skatteendringene kan analyseres innenfor en statistisk modellramme. Beregningene vil skje gjennom en iterativ prosess mellom, på den ene siden, en mikrosimuleringsmodell (MMA) som beregner ulike individers endringer i arbeidstilbud og forbruk (målt ved disponibel inntekt) som følge av endringer i bl.a. reallønn etter skatt og arbeidsuavhengige inntekter og, på den andre siden, en generell likevektsmodell som beregner sammenhengen mellom bl.a. sysselsetting, inntekter til privat og offentlig sektor og relative priser. MMA, eller mer presist de tre modellene for hhv. enslige kvinner, enslige menn og ektepar/samboere, har fleksible preferansestrukturer og en beskrivelse av jobbalternativene (timelønn, arbeidstid) som er forskjellig mellom privat og offentlig sektor. Den statistiske generelle likevektsmodellen vil bygges opp på grunnlag av MSG-modellen utviklet i SSB.

Gjennom en slik kombinasjon av empiriske modeller oppnår en å supplere den rike økonometriske beskrivelsen av arbeidstilbudsadferd med beregninger av makroøkonomiske tilpasninger som må realiseres dersom de individuelle valgene av arbeidstilbud skal være konsistente med det bedriftene gjennom arbeidsmarkedet ønsker å etterspørre. Prosjektets metodiske formål er nettopp å oppnå denne konsistensen mellom MMA og den generelle likevektsmodellen. Som forklart nedenfor, vil en utvidelse av MMA-beregningene med generelle likevektstilpasninger i betydelig grad kunne påvirke velferdseffektene for de enkelte individer og mer aggregerte velferdsmål.

Med dette modellverktøyet tas det sikte på å gi en evaluering av effektivitets- og fordelingsvirkningene av mange av de endringene i skattesystemet som har funnet sted etter 1991. Det tas også sikte på å beregne tilsvarende virkninger av aktuelle forslag til nye endringer i skattesystemet, f.eks. en flatere beskatning både gjennom redusert toppskatt og ved å redusere betydningen av ulike fradrag. Det vil bli lagt stor vekt på å klarlegge hvilke mekanismer som bidrar til at resultatene blir som de blir. Spesielt legges det opp til en

dekomponering av effektene. Det vil for det første skje ved at en identifiserer bidragene fra ulike typer skatteendringer gjennom simulering av velferdseffekten av partielle endringer i skattesystemet. For det andre dekomponeres velferdsvirkningen av en gitt endring i skattesystemet i velferdsbidrag fra de ulike reallokeringer som finner sted som følge av skatteendringene. Uten en slik måte å systematisere resultatene på, er det en stor fare for at de fremstår som relativt intetsigende og lite kontrollerbare.

I forbindelse med analysene av fordelingsvirkninger vil vi benytte modellsystemet som grunnlag for å gjennomføre et prosjekt med sikte på å få økt innsikt i den mulige konflikten mellom effektivitets- og fordelingshensyn ved utformingen av skattesystemet. I denne delen av prosjektet vil vi drøfte betydningen av forskjellige utforminger av velferdsfunksjonen og blant annet analysere fordelingseffektene av skattesystemet i forhold til idealet "like muligheter" og sammenligne resultatene med en mer tradisjonell velferdsevaluering basert på "resultatlikhet". Som mål for individuell velferd vil vi bruke hhv. disponibel inntekt og en indeks som fanger opp både verdien av inntekt og fritid. Dette prosjektet kan sees på som en videreføring av Aaberge, Colombino og Roemer (2001) som er omtalt ovenfor.

Styrken til det nye prosjektet er blant annet at en generell likevektsanalyse vil gi en mer fullstendig beskrivelse av den offentlige budsjettbalansen enn man kan innenfor en partiell modellanalyse. Siden svært mange av postene på inntekts- og utgiftssiden av det offentlige budsjettbalanse vil endres eksogent eller endogent ved endringer i skattesystemet, vil en generell likevektsanalyse gi et mer korrekt tallanslag på den samlede provenyeffekten av en gitt systemendring. Dermed vil en generell likevektsanalyse også kunne gi et mer korrekt anslag for hvordan andre skattesatser må endres for at skattereformen totalt sett skal være provenynøytral. I de partielle analysene basert på mikromodellen(e) neglisjeres f.eks. provenyeffekten av at økt sysselsetting også øker grunnlaget for en rekke andre skatter enn inntektsskatten, herunder arbeidsgiveravgiften, moms og avgifter på konsum. Som følge av at den partielle analysen ikke spesifiserer bl.a. arbeidsgiveravgift, moms og andre indirekte skatter, undervurderes den sanne skattekiln mellom det privatøkonomiske og det samfunnsøkonomiske bytteforholdet mellom fritid og konsum. Dermed undervurderes også velferdsgevinsten av en forskyvning av tidsbruken fra fritid til arbeid betydelig. For grupper som dessuten får en stor grad av kompensasjon gjennom offentlige overføringer ved å slutte å jobbe, er forskjellen mellom den faktiske skattekiln og den marginale inntektsskattesatsen enda større.

Variable som forutsettes konstante i en partiell modell, er endogene i økonomien. Spesielt forutsettes bedriftene å tilpasse seg passivt og sysselsette det økte arbeidstilbudet til uendrede relative priser. En generell likevektsanalyse vil fange opp virkningene på arbeidstilbud og velferd av at reallønnsatsen trolig må falle for at bedriftene skal være villige til å absorbere det økte arbeidstilbudet. Det betyr at grenseproduktiviteten av arbeidskraften faller, noe som gir en negativ annenordenseffekt på velferdsvirkningen av omallokeringen av tid fra fritid til lønnet arbeid. Videre vil slike effekter påvirke offentlige inntekter og utgifter. Spesielt vil en lønnsnedgang redusere de offentlige lønnskostnadene og dermed redusere behovet for å øke andre skatter, mens lavere lønnsatser isolert sett bidrar til å redusere skattegrunnlagene relatert til lønn. I tillegg kan arbeidsuavhengige inntekter, f.eks. kapitalinntekter, øke når sysselsetting og produksjon øker. Siden fritid er et normalt gode, vil dette isolert sett gi et negativt bidrag til arbeidstilbudet.

I tidligere generelle likevektsanalyser av velferdseffekter av endringer i skattesystemet, har man bare på en svært summarisk måte prøvd å ta hensyn til det som finnes av empiriske resultater om sammenhengen mellom arbeidstilbud, lønn og andre forhold, se f.eks. Holmøy og Strøm (1997) for en analyse på modellen MSG-6. Resultatene fra analyene basert på mikromodellene viser imidlertid at heterogeniteten i arbeidstilbudsadferden er så stor at den ikke lar seg oppsummere realistisk i aggregerte relasjoner som kan bygges inn i en generell likevekstmodell som f.eks. MSG-6. Dette er noe av årsaken til at prosjektet vil benytte en iterasjonsprosess mellom to modellsystemer fremfor å bygge en stor modell.

Dette prosjektet har også berøringspunkter til et prosjekt ved Frisch-senteret hvor en planlegger å utvikle en empirisk modell som er spesielt rettet mot arbeidstilbudsadferden for grupper som er kjennetegnet av at bortfallet av lønnsinntekt ved å la være å arbeide i stor grad blir kompensert gjennom offentlige overføringer. Et eksempel er førtidspensjonister. Vi tar sikte på et samarbeid med prosjektet ved Frisch-senteret gjennom en bevisst arbeidsdeling i valg av fokus. Den arbeidstilbudsmodellen som vil bli benyttet i SSB's prosjekt, vil fokusere på atferden til den sentrale delen av arbeidsstyrken mens Frisch-senterets prosjekt konsentrerer seg om personer som befinner seg i en "vippeposisjon". Arbeidet blir lagt opp slik at det er mulig å innarbeide de empiriske resultater som etter hvert kommer fra Frisch-senterets prosjekt. For at modellsystemet skal kunne absorbere disse resultatene på en god måte, vil det blir lagt stor vekt på kontakt og formidling av fremdrift i prosjektarbeidet i prosjektperioden. Dessuten vil vi benytte modellsystemet som grunnlag for å gjennomføre felles analyseprosjekt for å få økt innsikt i den mulige konflikten mellom effektivitets- og fordelingshensyn ved utformingen av skattesystemet. Den konkrete utformingen av slike fellesprosjekt vil avhenge av i hvilken grad vi lykkes med å nå målene med de enkelte modellprosjektene ved SSB og Frisch-senteret og dermed med hvordan den endelige utformingen av det planlagte mikro/makro-modellsystemet vil se ut.

Andre publikasjoner som ikke er med Dagsviks (2003) oversikt:

"To what Extent do Fiscal Regimes Equalize Opportunities for Income Acquisition among Citizens?" (Joint with John E. Roemer, Ugo Colombino et al.), *Journal of Public Economics*, **87**, 539-565, 2003.

Optimal beskatning har vært gjenstand for stor oppmerksomhet i den økonomiske faglitteraturen, men uten å knytte det til spørsmålet om "like muligheter". Siktemålet med dette prosjektet har vært å evaluere skattesystemet i USA og 10 europeiske land (inkludert Norge) i forhold til målet om "likhet i muligheter til å tjene penger". På grunn av mange deltagere var en nødt til å velge en svært enkel empirisk modell for individenes arbeidstilbud. Blant annet ble det forutsatt at alle personene har like preferanser for fritid og konsum. Det blir ikke skilt mellom enslige personer og personer som er gifte/samboende, og dessuten benyttes en forenklet lineær representasjon av skattesystemet. Våre tidligere arbeidstilbudsstudier har imidlertid vist at denne typen forenklede modeller av arbeidstilbud ikke makter å fange opp det mangfoldet av responser fra individene som følger av å erstatte et faktisk skattesystem med en reform (feks proporsjonalt system). Dermed greier en heller ikke å gi en adekvat beskrivelse av fordelingsvirkningene. Følgelig er verdien av dette prosjektet mer knyttet til introduksjonen av velferdsfunksjoner basert på "like muligheter" enn til realismen i de empiriske resultataene.

"Un modello di offerta di lavoro familiare. Effetti distributivi e di efficienza di riforme fiscali", with U. Colombino and S. Strøm. In: Banca d'Italia (Ed.) Ricerche quantitative e basi statistiche per la politica economica, 1999.

Dagsvik, J., S.Strøm og R. Aaberge: "Skatt og arbeidstilbud i Sverige, *Økonomisk Debatt* nr. 1, 1990.

Aaberge, R.: "Om skatt og inntektsulikhet", *Sosialøkonomen* nr. 11, 1988.

Aaberge, R.: "Fordelingsvirkninger av personbeskatningen", *Økonomiske analyser* nr. 2, Statistisk sentralbyrå, 1989.

Dagsvik, J. og R. Aaberge: "Fordelingsvirkninger av endringer i familiebeskatningen", *Økonomiske analyser* nr. 8, Statistisk sentralbyrå, 1986.

### **Referanser**

Dagsvik (2003): "Oversikt over deler av arbeidstilbudsforskningen i Statistisk sentralbyrå" (asd\dax\arbeidstilbud-ssb.doc, 18.05.03).

Holmøy, E. og B. Strøm (1997): "Samfunnsøkonomiske kostnader av offentlig ressursbruk og ulike finansieringsformer - beregninger basert på en disaggregert generell likevektsmodell", Rapport 97/16, Statistisk sentralbyrå.

# Hvordan skal arbeidstilbudseffekter tallfestes? En oversikt over den mikrobaserte arbeidstilbudsforskningen i Statistisk sentralbyrå

av John Dagsvik

## 1. Innledning\*

"Labor supply effects have been notoriously difficult to estimate in a robust and generally accepted way. The difficulties that researchers typically face relate to the treatment of (nonlinear) tax schedules, the fact that individuals have different tastes over nonmarket time and consumption for reasons that cannot be controlled for using observable information, and the fact that individuals' observed decisions represent intertemporal allocations as well as within period allocations." Blundell et al., 1998, p.827.

Husholdenes tilpasning på arbeidsmarkedet har stor betydning for økonomiske forhold i de fleste land, også Norge. Yrkesbefolkningens potensielle arbeidstid og kvalifikasjoner er landets viktigste ressurs, og har stor betydning for offentlige inntekter og utgifter. Videre avhenger produksjons- og konsummuligheter direkte av husholdningenes arbeidstilbud.

Litteraturen som omhandler studier av arbeidstilbud har etter hvert blitt svært omfattende. Utviklingen i forskningen på dette feltet har vært rivende; fra analyser på 1960 tallet basert på enkle stiliserte lærebokmodeller estimert ved bruk av aggregatdata, til sofistikerte teoretiske og økonometriske modeller estimert på grunnlag av detaljerte mikrodata. Det kan hevdes at forskningen på arbeidstilbud representerer *frontframstøt* innen empirisk mikroøkonomi. I denne artikkelen skal jeg drøfte noen aspekter i denne utviklingen med spesiell vekt på de delene av arbeidstilbudsforskningen jeg selv har vært engasjert i. Artikkelen tar ikke sikte på å gi en generell oversikt over feltet; et slikt siktemål ville gå langt utenfor rammen av denne typen artikkel. For eksempel vil jeg ikke komme inn på litteraturen som omhandler analyse av arbeidsledighet. Heller ikke vil jeg drøfte såkalte husholdsforhandlingsmodeller, og intertemporære modeller er kun drøftet summarisk. Det finnes forøvrig flere generelle oversiktsartikler/bøker; se Killingsworth (1983), Killingsworth og Heckman (1986), Blundell og MaCurdy (1999), Blundell (2001).

---

\* Notatet er et foreløpig utkast. Jeg takker for nyttige kommentarer fra Ådne Cappelen, Erling Holmøy, Torbjørn Hægeland, Tom Kornstad, Steinar Strøm, Thor O. Thoresen og Jørgen Aasness.

Den arbeidstilbudsforskningen som diskuteres i denne artikkelen er motivert av et ønske om å besvare spørsmål av følgende type: (i) Hva er tilbudseffekten av endringer i økonomiske rammebetingelser? (skatter og overføringer), (ii) Hvor store er eventuelle intertemporale substitusjonseffekter? (iii) Kan livsløpsmodeller forklare konjunktursvingninger? (iv) Kan arbeidstilbudsmodellene forklare økningen i gifte kvinners sysselsetting? For å svare på problemstillinger av denne typen, er det nødvendig å etablere en økonomisk atferdsmodell som kan benyttes til å simulere de ønskede politikkeffekter. Til det trengs en plausibel teori for det fenomenet en skal studere, samt at det metodiske opplegget for tallfesting er basert på teorien, eller i det minste er konsistent med denne. Uten et slikt teoretisk fundert rammeverk blir det vanskelig å tolke empiriske sammenhenger i forhold til de anvendte problemstillingene som studeres.

Personers *arbeidstilbud* kan analyseres langs to dimensjoner: (i) Hvorvidt en ønsker å arbeide eller ikke, og (ii) Antall timer en ønsker å arbeide gitt at en arbeider. Denne definisjonen av arbeidstilbudsbegrepet kan utvides til å inkludere tilbud som retter seg mot type arbeid/ sektor, og tilbud over livsløpet. Det siste aspektet kan være spesielt relevant for barnefamilier, der mann eller kone kan foretrekke å jobbe mindre, eller være hjemme under småbarnsfasen, og eventuelt kompensere for dette ved å jobbe mer i andre faser av livet.

Som sitatet innledningsvis belyser, har det dessverre vist seg å være vanskelig å etablere en slik modell, og å oppnå robuste anslag på arbeidstilbudseffekter. Det er ikke minst betydelig uenighet om hvordan en skal gripe an utfordringen med å modellere atferd i arbeidsmarkedet. Den empiriske litteraturen på feltet er forvirrende i og med at det er stor variasjon i tilbudseffektene. Blant annet belyser Killingsworth (1983), Killingsworth og Heckman (1986), og Blundell og MaCurdy (1999) dette. Mroz (1987) gir et interessant bidrag til å avklare robusthetsegenskaper, gitt en klasse av arbeidstilbudsmodeller. Studien til Mroz, samt andre analyser, viser at ulike statistiske metoder og økonometriske modeller anvendt på det samme datamaterialet, gir betydelige forskjeller i estimater på tilbudselastisiteter.

Problemene knyttet til å finne et teoretisk rammeverk som samtidig er økonometrisk "håndterbart" har ført til at det ofte er stor avstand mellom teori og den konkrete økonometriske spesifikasjonen. Økonomiske teorier er typisk generelle og stiliserte, og i overveiende grad "kvalitative" i den forstand at de gir liten veiledning i hvordan den økonometriske spesifikasjonen m.h.p. funksjonsformer og restleddsegenskaper skal utformes. Det er derfor vanskelig å unngå at spesifikasjoner blir basert på arbitrære funksjonsformer og restleddsegenskaper. I tillegg kommer at informasjonen som presenteres i typiske variable som benyttes til å kontrollere for heterogenitet som regel er



utilstrekkelig. I dette skjemaet blir følgende økonometriens rolle svært krevende, nemlig å kompensere for stilisert teori og ufullstendig informasjon i data, samt manglende teoretisk fundering av den empiriske modellutformingen, ved å benytte statistisk inferensteori til å "teste" seg fram til den "riktige" spesifikasjonen. Årsaken til at dette er vanskelig, og kanskje umulig å få til, er at antallet mulige spesifikasjoner er svært stort.

Noen av vanskelighetene forskeren møter ved modellering av tilbudsrelasjoner skyldes at valgene aktørene på arbeidsmarkedet står overfor er diskrete (eksempelvis arbeidernes valg mellom jobb og ikke-jobb, type jobb, heltid og deltid eller bedriftenes valg av type kompetanse hos arbeidstokken), ikke-standard budsjettbetingelser og kvantumsrestriksjoner. Forskeren står videre overfor krevende metodiske problemer i analysen på grunn av at data i mange sammenhenger ikke kan betraktes som generert av et tilfeldig trukket utvalg (gitt relevante forklaringsvariable), men har vært påvirket av seleksjonsmekanismer. For eksempel vil forskeren stå overfor et seleksjonsproblem når han skal analysere hvordan personers timelønn i en bestemt sektor i arbeidsmarkedet avhenger av utdanning og erfaring, fordi utvalget av de som jobber i sektoren (og som er de en normalt har lønnsobservasjoner for) ikke nødvendigvis kan betraktes som et tilfeldig trukket utvalg. De som befinner seg i sektoren kan ha valgt å jobbe der, blant annet fordi de er motiverte til å utføre oppgaver som de er flinke til, og som er spesifikke for sektoren. Følgelig kan resultatet bli at de (i gjennomsnitt) oppnår høyere lønn enn de ville ha fått i andre sektorer. Dette kunne en ha kontrollert for dersom relevante forklaringsvariable var tilgjengelige, men som regel er viktige variable uobserverbare. Likeledes er det et vesentlig problem at tilbyderne har ulike preferanser for fritid og konsum, og at en på langt nær er i stand til å kontrollere for denne heterogeniteten ved å benytte konvensjonelt tilgjengelige person- eller familiekjennetegn.

Et vanlig framgangsmåte for modellering av arbeidstilbud er å ta utgangspunkt i læreboksmodellen, som er en variant av teorien for konsumentenes tilpasning. En antar i dette oppsettet at tilbyderer fritt kan tilpasse fritid og konsum fritt under den økonomiske budsjettbetingelsen. Tilbyderen forutsettes å stå overfor én og kun en (individspesifikk) timelønnsrate i markedet og antas å være indifferent m.h.p. 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. Dette fordi det synes åpenbart at fritid og konsum kun er to, blant flere jobbrelaterte variable, som tilbyderer har preferanser over og tar hensyn til i sin tilpasning. For mange utenfor snevre økonommiljøer, kan det synes opplagt at variable som type arbeid, representert ved ikke-pekuniære jobb- attributter, burde vært tatt hensyn til under modelleringen. Slike attributter kan til og med tenkes å være mer betydningsfulle enn arbeidstid. Et ekstremt eksempel på dette finner en blant kunstnere, intellektuelle

og forskere, der type aktivitet utført i jobbsammenheng representerer et helt vesentlig middel til selvrealisering. Med andre ord har jobben for disse gruppene mer preg av å være en fascinerende og lystpreget aktivitet enn en byrde à la Mosebokens; "i ditt ansikts sved skal du tjene ditt brød". 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 antydte overfor. Det å endre arbeidstid vil derfor i et slikt regime medføre å skifte "jobb" (Altonji og Paxson, 1988).<sup>1</sup>

På grunnlag av argumentene ovenfor kan det synes mer realistisk å betrakte tilbydernes atferd som en prosess der husholdene tilpasser seg ved å velge blant tilgjengelige "jobber", der hver jobb er karakterisert ved jobbspesifikk arbeidstid, timelønn og ikke-pekuniære attributter. For eksempel er det mye som tyder på at det er rasjonering i markedet, i og med at det er flere jobber med normalarbeidstid enn jobber der andre arbeidstider er mulige. Valgmengden av mulige jobber i et slikt marked vil videre være individspesifikk, 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. Betrakningene overfor er sentrale som motivasjonen for den angrepsmåten som har blitt valgt i deler av forskningsavdelingen i SSB under det vi har kalt andre-generasjons modelleringsopplegg for arbeidstilbudsrelasjoner.

Her har en nettopp som utgangspunkt at hver aktør (tilbyder) står overfor en latent (for forskeren) mengde av tilgjengelige jobber. Jobbene er karakterisert ved arbeidstid og timelønn samt latente ikke-pekuniære attributter. 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 mange flere tilgjengelige jobber i markedet med deltid -eller heltids- arbeidstider, enn jobber med andre arbeidstider. I utgangspunktet står en overfor en betydelig utfordring i og med at sentrale jobbspesifikke attributter ikke er observerbare (for forskeren). De individspesifikke valgmengdene av mulige jobber er heller ikke observerbare, 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. Bidrag til uobserverbar heterogenitet i dette opplegget vil altså komme både fra heterogenitet i preferanser over jobbattributter, og fra heterogenitet i valgmengdene av jobber over populasjonen.

---

<sup>1</sup> Her er det umiddelbart en vanskelighet som består i å definere presist hva som menes med å skifte jobb. Dersom en formelt definerer skifte av jobb som synonymt med begrenset skifte av oppgaver knyttet til jobbene, blir jo jobbskifte ikke så drastisk.

Denne artikkelen er organisert på følgende måte. I det neste avsnitt beskrives noen trekk i utviklingen på feltet. I avsnitt 3 diskuteres problemet knyttet til spesifisering av funksjonsform og restleddsegenskaper. I avsnitt 4 beskrives ulike tilnærminger og noen empiriske resultater fra den mikrobaserte arbeidstilbudsforskningen i SSB. Avsnitt 5 refererer til andre miljøer som benytter noen av de modelltilnærminger som omtales nedenfor, samt noen relevante utredninger og debatter. I avsnitt 6 diskuteres noen problemer og svakheter ved de empiriske analysene.

## **2. Enkelte trekk i utviklingen av arbeidstilbudsmodeller**

Empiriske arbeidstilbudstudier basert på mikrodata og strukturelle modeller ble i hovedsak startet opp i begynnelsen av 1970 tallet. I dette avsnittet vil jeg begrense meg til å peke på noen utviklingstrekk på dette feltet.

Som antydnet ovenfor, er den overveiende delen av arbeidstilbudsanalysene i litteraturen basert på varianter av læreboksmodellen for statisk tilpasning av fritid og konsum under den økonomiske budsjettbetingelsen, som spesifiserer hvordan disponibel inntekt (lik totalt konsum) avhenger av arbeidsinntekt og arbeidsfri inntekt. En sentral bidragsyter på dette feltet er J. J. Heckman. (For en omfattende oversikt, se Killingsworth, 1983, og Heckman og Killingsworth, 1986).

I begynnelsen av 1970-tallet skrev Heckman en rekke arbeider med bidrag i minst tre retninger: For det første ble konsumentteorien integrert med teorien for arbeidstilbud, for det andre ble et rammeverk for empirisk analyse av arbeidstilbud i et livsløpsperspektiv utviklet, og for det tredje ble det utviklet statistiske metoder med henblikk på estimering av struktur-modeller innenfor det rammeverket han hadde utviklet. Det ble videre gjennomført konkrete empiriske analyser på grunnlag av mikrodata, der det til dels ble benyttet avansert programmering og "maximum likelihood" estimering tidlig på 1970-tallet. Utvilsomt har bidragene fra Heckman hatt en sterk innflytelse på den retningen forskningen tok generelt innen strukturelt basert empirisk økonomi, og spesielt innen feltet arbeidstilbud. Selv om Heckman ikke var den første og eneste som påpekte betydningen av hjørneløsninger (jobb/ikke jobb), og ulike seleksjonsproblemer, er han utvilsomt den forskeren som mest ettertrykkelig har satt slike temaer på agendaen i økonomifaget.

Andre forskere har senere modifisert rammeverket for arbeidstilbudsanalyser for å kunne ta hensyn til spesielle typer ikke-lineære budsjettbetingelser som følger dersom en tar hensyn til skattesystemet. Strukturen i skattesystemene i flere land innebærer at budsjettmengden kan være såkalt ikke-konveks, og det blir dermed betydelig mer komplisert å representere tilbyderens optimeringsproblem. Nærmere bestemt skyldes dette at skattesystemet medfører at marginals kattene ikke er overalt stigende med

inntekt. De vanlige førsteordens betingelser der skyggelønn (den marginale substitusjonsbrøk mellom fritid og konsum) settes lik marginal timelønn (marginale kriterier) kan i denne situasjonen være utilstrekkelig til å bestemme arbeidstilbudet, og en må i så fall ty til *globale kriterier*, dvs. en må basere seg på å sammenlikne nyttenivåer. 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. Den tilnærmingen Hausman utviklet er ofte kalt Hausman-metoden. Hausman-metoden er komplisert å bruke, spesielt dersom en ønsker å modellere den simultane tilpasning for ektepar. For å gjøre Hausman-metoden håndterbar brukes det som regel lineære arbeidstidbudsjettrelasjoner, hvilket synes restriktivt, se Røed og Strøm (2002).

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. Ilmakunnas og Pudney (1990), Kapteyn, Kooreman and van Soest (1990), Dickens og Lundberg (1993), van Soest (1994), poengterer at standardmodellen (med preferanser som er voksende i fritid) for arbeidstilbud ikke er i stand til å forklare at den observerte fordelingen av årlig arbeidstid viser konsentrasjon av timer innen et heltids- eller et deltidsintervall. De tre første arbeidene ovenfor forklarer dette med at det er institusjonelt bestemte restriksjoner på arbeidstiden i markedet, og de foreslår ulike angrepsmåter for å ta hensyn til dette. Ilmakunnas og Pudney (1990) formulerer en såkalt blandet diskret valgmodell over uobserverbare valgmengder. Med dette menes følgende: Valgmengden en aktør står overfor antas å være én av følgende tre typer, (1); {heltid, deltid, ikke-jobb}, (2); {heltid, ikke-jobb}, (3); {deltid, ikke-jobb}. Det antas altså at det forekommer tre typer latente valgmengder. Hvilke personer som står overfor hvilke valgmengder er ikke observert<sup>2</sup>.

Dickens og Lundberg (1993), formulerer en modell som har visse trekk til felles med modellen til Ilmakunnas og Pudney (1990), i og med at den er en blandingsmodell over uobserverbare valgmengder. Deres modell har også visse fellestrekk med vår andre-generasjonsmodell beskrevet

---

<sup>2</sup> I modelleringen antas det at sannsynligheten for at en aktør skal stå overfor valgmengden  $r$  er lik  $g_r$ ,  $r = 1, 2, 3$ , der  $g_r$  er en trinomisk logitmodell som funksjon av bestemte variable som er ment å påvirke valgmulighetene. Den betingede valgmodellen for å velge alternativ  $j$ ,  $j = a, b, c$ , der  $a =$  heltid,  $b =$  deltid, og  $c =$  ikke-jobb, gitt valgmengde  $r$ , antas å være en diskret valgmodell,  $L_r(j)$ , med en spesiell struktur på nyttefunksjonen. Den ubetingede sannsynligheten,  $P(j)$ , for å velge alternativ  $j$  blir derfor lik

$$P(j) = L_1(j)g_1 + L_2(j)g_2 + L_3(j)g_3, \text{ der } g_1 + g_2 + g_3 = 1.$$

Parametre som skal estimeres i denne modellen er parametrene i  $\{L_r(j)\}$ , samt parametrene i  $g_1$  og  $g_2$ .

nedenfor i avsnitt 4.3. Nærmere bestemt antar de at aktøren står overfor et stokastisk antall jobbmuligheter (stokastisk for forskeren) som er binomisk fordelt, med maksimalt antall muligheter lik 10. Hver jobb har en fast arbeidstid, og de jobb-spesifikke arbeidstidene antas genererte fra en ikke-parametrisk diskret fordeling. Både jobbmulighetene og de jobb-spesifikke arbeidstidene er altså antatt stokastiske for forskeren, for å kunne ta hensyn til at han mangler informasjon om hvilke muligheter aktørene står overfor. Dickens og Lundberg estimerer modellen for to ulike spesifikasjoner av nyttefunksjonen, hvorav den ene har en CES -form.

van Soest (1994) antar at valgmengden av arbeidstider består av et visst endelig antall timetallsmuligheter, og at valgmodellen er en multinomisk logitmodell. Strukturen i nyttefunksjonen antas å ha en såkalt translog form hvor noen av parametrene er stokastiske ("random effects"). De er ment å representere uobserverbar heterogenitet i preferansene. I motsetning til Ilmakunnas og Pudney (1990), Kapteyn et al. (1990), og Dickens og Lundberg (1993) gjør van Soest det enkelt for seg i og med at han forutsetter at opphopning av arbeidstider rundt heltid og deltid utelukkende forklares ved at aktørene har sterkere preferanser for heltid og deltid enn for andre arbeidstider, dvs. at det er tilbyderne som bestemmer.

Selv om det er av interesse å analysere endringer i tilpasningen over tid (overganger mellom ulike arbeidsmarkedstilstander) basert på et statisk rammeverk, har slike modeller en vesentlig begrensning i det at en ignorerer muligheten for at husholdningene kan tenkes å ta hensyn til framtidig konsum og arbeidstilbud i sin aktuelle tilpasning på arbeidsmarkedet, samt at de økonomiske budsjettbetingelsene tillater en tilpasning over livsløpet med sparing og gjeld. I de siste 20 årene har det vært arbeidet en del med empiriske *livsløps*modeller for arbeidstilbud og konsum, estimert ved hjelp av mikrodata, se for eksempel Heckman og MaCurdy (1980), MaCurdy (1981,1983, 1985), Blundell (1987), Attanasio og Browning (1995). Disse arbeidene tar utgangspunkt i at aktørene har en flere-periode planleggingshorisont og tilpasser seg over tid under intertemporær budsjettbetingelse, med eller uten usikkerhet. Usikkerheten er typisk antatt å være knyttet til framtidige timelønner, priser og renter. La oss kort skissere et typisk utgangspunkt i denne litteraturen, jf. Heckman og MaCurdy (1980). Heckman og MaCurdy estimerer en strukturell "fixed effect" Tobit model ved hjelp av paneldata basert på følgende teoretiske modell: Livsnyttens additiv separabel over tid i periodenytter,  $\{U_t(C_t, L_t)\}$ . Periode  $t$ -nyttens,  $U_t(C_t, L_t)$ , avhenger av konsum og fritid,  $(C_t, L_t)$  i perioden (antas additiv separabel i  $C_t$  og  $L_t$ ). Aktøren antas å ha perfekt sikkerhet m.h.p. framtidige priser, renter og timelønner. Senere har MaCurdy og andre generalisert dette opplegget ved at aktøren tillates å være usikker m.h.p. framtidige priser og timelønninger. Budsjettbetingelsen tillater sparing og gjeld i hver periode såfremt passende "terminalbetingelser" er oppfylt. Tilsvarende det statiske opplegget

beskrevet ovenfor forutsetter også denne typen livsløpsmodeller at det ikke er noen restriksjoner i kredittmarkedet eller på mulige arbeidstider. Videre er det også her slik at aktøren kun har preferanser og fritid og konsum. Ikke-pekuniære forhold knyttet til jobbene er neglisjert. I avsnitt 4.7 skal vi drøfte ytterligere aspekter ved denne tilnærmingen.

### **3. Spesifikasjon av funksjonsform: Et fundamentalt problem i kvantitative økonomiske modeller**

Et alvorlig problem i økonomiske modeller generelt, og i empirisk mikroøkonomi spesielt, er mangelen på teoretisk fundament for valg av konkrete funksjonsformer i spesifisering av atferdsrelasjoner samt fordelingsegenskaper til uobserverte variable (stokastiske restledd). Som kjent er det ofte hensiktsmessig å representere observerbare og uobserverbare variable i økonomiske modeller som stokastiske variable, slik at en kan benytte formalismen og metodene som er utviklet i sannsynlighetsteorien. Haavelmo (1943, 1944), er kjent for å ha gitt et viktig bidrag til det teoretiske grunnlaget for strukturell probabilistisk økonometri, dvs., empirisk/stokastisk modellering av autonome økonomiske struktur-relasjoner. I disse arbeidene klargjør han hva en skal forstå ved kausalitet, autonome relasjoner og simultanitet, identifikasjon, estimering og testing. Imidlertid har Haavelmo, og andre som har fulgt opp hans tema, *ikke* tatt opp til behandling en rekke fundamentale problemer slik som hvordan forskeren skal spesifisere funksjonsform samt fordelingsegenskaper til stokastiske restledd. Haavelmos bidrag var fundamentalt, men dog begrenset til et *lineært* rammeverk (lineær i parametrene) for kausal modellbygging med restledd som har *uspesifiserte* fordelingsegenskaper. Det er imidlertid ingen a priori *teoretisk* grunn til at alle strukturmodeller skal være lineære. Et poeng vi vil insistere på her er at det ikke er tilstrekkelig alene å bruke statistisk inferens til å bestemme funksjonsform og restleddsegenskaper. Dette har sin årsak i at klassen av a priori modellspesifikasjoner er svært stor. Ideelt sett er det ønskelig å ha teoretisk begrunnede prinsipper til å avgrense klassen av mulige modellspesifikasjoner til noen få alternativer før en kan benytte statistiske tester. Uten slike prinsipper vil det være vanskelig å bestemme den korrekte spesifikasjonen pga. målefeil, uobserverbar heterogenitet samt begrenset observasjonsmateriale. En vil dermed kunne risikere at modellbaserte *kvantitative* politikksimuleringer vil avhenge kritisk av vilkårlige ad hoc formuleringer, fordi begrensede data og målefeil, samt uobserverbar heterogenitet, gjør at det er vanskelig å bestemme den korrekte funksjonsform på grunnlag av statistiske kriterier. Noen forskere argumenterer for bruk av ikke-parametriske eller semi-parametriske metoder for å løse funksjonsformproblemet. Imidlertid er en full ikke-parametrisk tilnærming i praksis ikke mulig, fordi det forutsetter en datasituasjon som tilsvarer det en bare kan oppnå i omfattende randomiserte eksperimenter; dvs. at store mengder observasjoner for atferden til hver person er tilgjengelig under alle tenkelige relevante politikk-regimer. I praksis er dette meget langt fra å være mulig; som regel har

forskeren bare én observasjon pr. person/hushold tilgjengelig ved hvert tidspunkt. For å begrense graden av ad hoc spesifikasjoner kan det være fornuftig å benytte varianter av semi-parametriske metoder som en nødløsning inntil videre. Det langsiktige målet må dog likevel være å kunne etablere parametriske spesifikasjoner som har et solid teoretisk fundament, og som har vist seg ved empirisk testing å være konsistent med data. Uten en slik basis kan en vanskelig ha forhåpninger om å etablere avanserte struktur-modeller med sikte på å forklare atferd og interaksjoner i ulike markeder, og som er i stand til å gi noenlunde presise kvantitative prediksjoner under alternative politikk- simuleringer. For eksempel er det vanskelig å se for seg tilnærminger til modellering av atferd i markeder med differensierte produkter og oligopolistisk konkurranse, eller modellering av intertemporær tilpasning i arbeidsmarkedet, som ikke i stor grad er nødt til å basere seg på parametriske funksjoner og restleddsfordelinger.

I arbeidet med å spesifisere de stokastiske egenskapene til restleddene er det sentralt å ha klart for seg hva betydningen er av å gjøre forutsetninger om "individuell stokastikk", kontra uobserverbar heterogenitet (uobserverbare kjennetegn som inngår i modellen og varierer over populasjonen). Med individuell stokastikk mener vi her usystematisk variasjon i atferd for en gitt aktør under replikasjoner av "valgekspesimenter". (Som spesialtilfeller kan en naturligvis ha enten bare individuell stokastikk eller bare uobserverbar heterogenitet.) Denne typen begrenset rasjonalitet er noe som psykologer typisk finner i sine "laboratorie-type"-eksperimenter, (Stated preference type intervju-metoder), jf. Stevens (1975), og Gescheider (1997), men som økonomer tradisjonelt har lagt for lite vekt på.<sup>3</sup> Individuell stokastikk kan også skyldes variasjoner over tid i variable som aktøren kjenner, men som forskeren ikke observerer. For mange analyseformål er det ikke viktig å skille uobserverbar heterogenitet fra individuell stokastikk. Men for noen problemstillinger er det helt avgjørende å identifisere slike effekter. I for eksempel analyse av arbeidsledighetens varighet, er det ofte av interesse å tallfeste i hvilken grad ledighet har en genuin effekt på individet, enten i form av tilpasning til et liv med sen frokost og mye frihet, og/eller virker stigmatiserende m.h.p. mulighetene i markedet. Det en typisk observerer i data er at utstrømningsraten ut av ledighet avtar med ledighetens varighet. Uten at en kan skille uobserverbar heterogenitet fra individuell stokastikk kan en ikke på rent statistisk grunnlag slå fast om det eksisterer slike individuelle effekter eller om den avtagende utstrømningsraten kun (eller i stor grad) skyldes uobserverbar heterogenitet. Et eksempel på en tilsvarende problemstilling er hvorvidt gifte kvinners arbeidstilbud påvirkes av erfaring, målt ved antall år som yrkesaktiv (Heckman, 1981). Problemstillingene foran er eksempler på en mer generell type problemstillinger som går ut på å tallfeste såkalt "sann tilstandsavhengighet" i modeller med

---

<sup>3</sup> Et unntak blant økonomer er Ragnar Frisch som hele livet, fra begynnelsen av sin karriere, argumenterte for bruk av "intervjumetoden", på tross av skepsis fra andre økonomer. Se Bjerkholt (1995), s. xxii, Vol. I, og Frisch (1926), s. 330.

uobserverbar heterogenitet. Hvis en avviser at et aktuelt postulat om atferd er en rimelig forutsetning om *individuell* atferd, er det derfor viktig at alternative forutsetninger som innføres i stedet ikke er ad hoc men kan begrunnes *teoretisk*, siden en ikke med data som typisk er tilgjengelige (dvs. data der en bare har én observasjon pr. aktør ved hvert tidspunkt), kan *teste* slike forutsetninger på individnivå når uobserverbar heterogenitet er til stede.

Det som ikke er så godt kjent blant økonomer, er at i andre fag, slik som i psykologi, fins det en tradisjon for å oppnå (a priori) karakterisering av funksjonsformer på grunnlag av *teoretiske* prinsipper, nærmere bestemt forutsetningen om en bestemt type *probabilistisk rasjonalitet* samt visse *invariansprinsipper* (Falmagne, 1985). Vi skal nedenfor belyse hvordan slike argumenter kan benyttes til å begrunne, eller i det minste tolke, restleddsegenskaper og funksjonsformer. Videre finnes det en omfattende empirisk litteratur innen psykologi (psykofysikk), der spesielle Stated preference intervju-metoder er utprøvd, og som dokumenterer svært interessante resultater fra slike eksperimenter.

## **4. Arbeidstilbudsforskningen i SSB**

### **4.1. Generelle betraktninger**

Motivasjonen for å etablere en empirisk strukturmodell er, som vi har vært inne på innledningsvis, blant annet å kunne analysere og å simulere effekten av endringer i økonomiske budsjettbetingelser, slik som endringer i timelønn, endringer i skatte- og fradragregler, samt endringer i demografiske kjennetegn (alder og barnetall). Det er videre også av stor interesse å fastslå empirisk hvor sterke slike effekter er. Forskning på arbeidstilbud har pågått i lang tid og i flere seksjoner/grupper i forskningsavdelingen i SSB. Her skal jeg først og fremst konsentrere meg om den delen av forskningen som er basert på mikrodata. Ljones begynte allerede på 1970-tallet å analysere kvinners yrkesdeltaking (Ljones, 1979). Jeg begynte å interessere meg for forskning på arbeidstilbud på begynnelsen av 1980-tallet (Dagsvik, 1980), og forskning på atferd i arbeidsmarkedet har siden vært en viktig del av mitt forskningsprogram. Dette arbeidet ble mer intensivt og målrettet fra ca. 1983-84, i og med at Steinar Strøm ble engasjert i forskningsavdelingen. Det ble dannet en gruppe for arbeidstilbud og det ble satt i gang et prosjekt med en rekke delprosjekter, med formål å etablere strukturelle empiriske modeller for arbeidstilbud, basert på tverrsnittsdata for norske husholdningers tilpasning på arbeidsmarkedet. Vi kan kalle den første modellen som ble etablert, en første-generasjons tilbudsmo-  
dell. Resultater fra prosjektet ble publisert i Dagsvik et al. (1986) og Dagsvik et



al. (1988c). Av en rekke grunner som er antydnet i innledningen, ble rammeverket som er benyttet i første-generasjons modelleringsopplegg, senere forlatt.<sup>4</sup>

## 4.2. Første -generasjons modellopplegg

### 4.2.1. Modellformulering

Den metodiske angrepsmåten som ble fulgt i utviklingen av første-generasjonsmodellen var basert på arbeider av Rosen (1976), Wales og Woodland (1979), Heckman (1974, 1979), for å nevne noen.

Mikrodataene var basert på koplinger av Levekårsundersøkelsen, 1980 (LU-80) med Inntekts- og formueundersøkelsen, 1979 (IN-79). Aktøren (en gift kvinne) antas i dette opplegget å ha nyttefunksjon i fritid ( $L$ ) og konsum ( $C$ ) av typen

$$(1) \quad U(C, L) = A(C^\beta - 1)/\beta + B(L^\alpha - 1)/\alpha$$

der  $\alpha$  og  $\beta$  er konstanter og  $A$  og  $B$  er størrelser som avhenger av observerte person/husholdskjennetegn (alder og barnetall). (Legg merke til at denne nyttefunksjonen også kan defineres for  $\alpha$  og/eller  $\beta$  lik null. Dersom for eksempel  $\beta = 0$ , kan vi definere  $(C^\beta - 1)/\beta = \ln C$ .

Denne definisjonen medfører at  $U$  blir deriverbar som funksjon av  $\alpha$  og  $\beta$  for alle verdier av  $\alpha$  og  $\beta$ . Siden dette er et ordinale opplegg, er nyttefunksjonen ovenfor ekvivalent med enhver strengt voksende transformasjon av funksjonen gitt i (1). Nyttedefunksjonen (en monoton transformasjon av (1)) er kvasi-konkav når  $\alpha \leq 1$ ,  $\beta \leq 1$ . Vi vil senere drøfte en mulig motivasjon for funksjoner av typen (1). De tilhørende budsjettbetingelsene er gitt ved

$$(2) \quad C = f(hw, I) = hw + I - S(hw, I).$$

$$(3) \quad h + L = M, \text{ og } h \geq 0,$$

der  $M$  er total tid til disposisjon,  $w$  er timelønn kvinnen antas å stå overfor i markedet,  $I$  er arbeidsfri inntekt,  $h$  er arbeidstid,  $S(\cdot)$  er skattefunksjonen og  $f(\cdot)$  er funksjonen som transformerer bruttoinntekt til disponibel inntekt. For å unngå problemer knyttet til ikke-konvekse budsjettsett er skattefunksjonen approksimert ved en glatt (deriverbar) og konveks funksjon (konveks i  $hw$ ). I denne modellen er det antatt at arbeidsfri inntekt ( $I$ ) består av ektefelles inntekt, kapitalinntekt og

---

<sup>4</sup> Spiren til andre-generasjons modelleringsopplegg ble lagt under forskningsopphold som Dagsvik og Strøm hadde ved UC Berkeley, høstsemesteret 1984, og ved Universitetet i Heidelberg sommeren 1985, der i tillegg Aaberge deltok. Modellopplegget hadde mer eller mindre fått sin utforming i 1988.

overføringer, og er eksogent bestemt. Modellen er statisk. Konsum er definert som skattbar inntekt minus skatt.

For å komme videre med økonometrisk estimering trenger en å spesifisere hvordan nyttefunksjonen varierer med observerbare og uobserverbare kjennetegn. Videre trenger en å spesifisere en timelønnsrelasjon, som blant annet benyttes som instrumentrelasjon til å predikere timelønn for de personene i utvalget som ikke jobber. Nærmere bestemt antas det at  $A$  og  $B$  har strukturen

$$(4) \quad \frac{\ln(A/B)}{1-\beta} - \ln M = Z\gamma_2 + \varepsilon_2.$$

Videre antas en timelønnsrelasjon

$$(5) \quad \ln w = X\gamma_1 + \varepsilon_1,$$

der  $Z$  er en vektor av observerbare demografiske kjennetegn, som barnetall under 6 år, barnetall over 6 år, alder, alder kvadrert, og  $X$  er vektoren; utdanningens lengde målt i år, erfaring, erfaring kvadrert. (Relasjonene (4) og (5) inneholder også konstantledd). Erfaring er definert som alder minus utdanningslengde i år minus 6. Variablene  $\varepsilon_1$  og  $\varepsilon_2$  er stokastiske variable som her (av rene bekvemmelighetshensyn) er antatt å være bivariat normalfordelte med forventninger lik null. Fra (1), (4) og førsteordensbetingelsene følger det at (årlig) arbeidstid  $h$  er positiv og bestemt ved

$$(6) \quad -\ln(1-h/M) = \frac{1}{1-\alpha} (\ln w + \ln f_1(hw, I)) + \left(\frac{\beta-1}{1-\alpha}\right) \ln f(hw, I) + Z\gamma_2 + \varepsilon_2,$$

når

$$(7) \quad \ln w + \ln f_1(0, I) + (\beta-1) \ln f(0, I) + (1-\alpha)Z\gamma_2 + (1-\alpha)\varepsilon_2 > 0,$$

og  $h=0$  når ulikheten i (7) reverseres, der  $f_1(x, y)$  betyr den partiellderiverte av  $f(x, y)$  med hensyn på  $x$ . Likning (6) er en omskriving av betingelsen at (i optimum) er den marginale timelønn lik marginal substitusjonsrate. Tolkningen av (7) er at personen ønsker å jobbe når logaritmen til den marginale timelønn evaluert for  $h=0$ ;  $(\ln w + \ln f_1(0, I))$ , minus logaritmen til reservasjonslønnen (den marginale substiusjonsrate for  $h=0$ ), er positiv. På grunnlag av likningene (5), (6) og (7) kan modellen estimeres. De ukjente parametrene er kovariansmatrisen til restleddene,  $\alpha$  og  $\beta$  samt vektorene  $\gamma_1$  og  $\gamma_2$ .

Denne modellen kan ikke estimeres konsistent ved vanlig minste kvadraters metode. Grunnene til dette ser vi fra likning (6); nemlig at variablene  $\ln f(hw, I)$  og  $\ln f_1(hw, I)$  er endogene fordi de avhenger av arbeidstid. Videre er det rimelig å anta at restleddet  $\varepsilon_1$  i lønnsrelasjonen (5) kan være korrelert med  $\varepsilon_2$ , som betyr at  $\ln w$  også blir endogen. Endelig kan utvalget av de som jobber, som er det utvalget hvor (6) gjelder, ikke betraktes som et tilfeldig trukket utvalg fordi dette utvalget bestemmes ved (7), dvs. en har såkalt *selv-seleksjon*. Dette kommer av at regelen som bestemmer hvem som er med i utvalget, (7), er korrelert med restleddet i likning (6). På grunn av disse problemene ble modellen estimert i flere trinn ved å benytte en kombinasjon av instrumentvariabelteknikker og Heckmans to trinns metode for å korrigere for selv-seleksjon (Heckman, 1979). Detaljene i estimeringsprosedyren samt estimatene er rapportert i Dagsvik et al. (1986). Økonometrisk er modellsystemet ovenfor et simultant likningsystem som har en bivariat Tobit struktur (Greene, 1993). Det er en generalisering av modellopplegget til Heckman (1974) ved at vi har en mer generell representasjon av preferansene enn Heckman, og videre at vi i motsetning til Heckman, tar hensyn til skatter. Imidlertid benytter Heckman (1974) en mer avansert estimeringsmetode enn den som ble benyttet i Dagsvik et al. (1986). Han benyttet nemlig en full-informasjon maximum likelihood metode (FIML). Det ville også vært mulig å benytte FIML for modellen ovenfor (se Dagsvik, 2000b), men det ville antakelig være mer krevende numerisk enn i Heckmans tilfelle. Fordelen med å benytte vår flertrinnsmetode er at resultatene da antakelig blir mer robuste m.h.p. restleddsforutsetninger. Ulempen er at en mister kontrollen med fordelingsegenskapene (standardavvikene) til parameterestimatene og at en taper effisiens.

Som nevnt, er modellopplegget ovenfor benyttet til å analysere norske data. I Dagsvik et al. (1986) ble det, som nevnt, antatt at restleddene var normalfordelte. I Holst (1986), ble disse dataene også benyttet til analyse av beslutningen om å jobbe eller ikke på grunnlag av (5) og (7), men med andre restleddsforutsetninger. Videre har dette modellopplegget blir benyttet til å analysere gifte kvinners arbeidstilbud i Frankrike og Tyskland (Vest), (Dagsvik et al., 1988c, Holst et al., 1988, Strøm og Wagenhals, 1991). Det ble i denne sammenheng utviklet en modifisert versjon av Heckmans to trinns estimeringsmetode som er benyttet under estimeringen i Dagsvik et al. (1988c), se Dagsvik (1987b).

I formuleringen ovenfor antas det at personer kan velge arbeidstiden fritt ifølge sine preferanser. Imidlertid vet vi fra daglig erfaring, og vi ser det også i data, at det normale er at arbeidstiden er underlagt institusjonelle restriksjoner. Dette gir seg typisk utslag i data ved at det i frekvenstabeller for observert arbeidstid er kraftige opphopninger på deltids-og spesielt heltids arbeidstid (arbeidstidsintervaller). Modellen ovenfor kan imidlertid *ikke* forklare opphopning av arbeidstid omkring heltid og deltid. I litteraturen er det vanlig å se bort fra mulige restriksjoner på arbeidstid.

#### 4.2.2. Elastisiteter

Den estimerte modellen er benyttet til å beregne elastisiteter og å gjennomføre en rekke simuleringeksperimenter. La oss se på noen resultater som ble oppnådd når vi benyttet første-generasjons modellopplegg, dokumentert i Dagsvik et al. (1986). Gitt at personen jobber kan det vises at arbeidstilbudselastisiteten m.h.p. marginal timelønn er gitt ved

$$(8) \quad \frac{\partial \log h}{\partial \log m} = \frac{1 - (1 - \beta)mh/C}{(1 - \beta)mh/C + (1 - \alpha)h/(M - h)},$$

se Dagsvik et al. (1988c). Den tilsvarende Slutsky-elastisiteten er gitt ved

$$(9) \quad \frac{\partial \log h}{\partial \log m} \Big|_v = \frac{1}{(1 - \beta)mh/C + (1 - \alpha)h/(M - h)},$$

der  $m$  står for marginal timelønn dvs.  $m = wf_1(hw, I)$  og  $C = f(hw, I)$ . Tilsvarende uttrykk gjelder for inntektselastisiteten, se Dagsvik et al. (1988c). Vi ser at elastisitetene varierer med tilpasningspunktet i optimum. De er følgelig ikke parametre, men funksjoner. Elastisitetene ovenfor er også voksende i  $\alpha$ . Videre ser vi at siden  $\beta$  kan være negativ så kan vi få negative tilbudselastisiteter. ("Backward bending case"). For gitte verdier av  $m$ ,  $h$  og  $C$  vil (8) og (9) være en voksende funksjoner i  $\beta$ , slik at den største verdien oppnås for  $\beta = 1$ , og den minste verdien er lik  $-1$ , som oppnås når  $\beta$  går mot  $-\infty$ . Dersom vi for eksempel overestimerer  $\beta$  så vil vi overestimere tilbudselastisitetene. Parameteren  $\beta$  ble her estimert til å være tilnærmet lik 1 (Dagsvik et al., 1986), hvilket medfører at Cournot-elastisiteten (8) reduserer seg til

$$(10) \quad \frac{\partial \log h}{\partial \log m} = \frac{M - h}{(1 - \alpha)h},$$

der  $M = 8760$  (365 dager à 24 timer). Fritidseksponenten  $\alpha$  ble estimert til;  $\hat{\alpha} = -4,3$ . Dermed kan vi bruke formelen ovenfor til å beregne arbeidstidselastisiteter for ulike nivåer av  $h$ . Vi ser fra denne formelen at elastisiteten avhenger sterkt av nivået på arbeidstiden. Hvis for eksempel  $h = 1600$ , gir (10) at elastisiteten blir lik 0,84. Hvis derimot  $h = 1000$ , blir elastisiteten lik ca. 1,5.

I første-generasjonstilnærmingen, samt i senere analyser, kan det nettopp virke som om parameteren  $\beta$  typisk blir overestimert. Dagsvik, Strøm og Jia (2003) har benyttet data fra en spørreundersøkelse og funnet at parameteren  $\beta$  er nær null. Vi skal nå kort se på konsekvensen av en slik overestimering av denne parameteren for anslaget på elastisiteten av jobsannsynligheten m.h.p. marginal timelønn. Anta

nå at den sanne  $\beta$  er lik null, men at vårt estimat på  $\beta$  er lik én, slik som ovenfor. La  $Z_\beta$  være tilbudselastisiteten som funksjon av  $\beta$  når alle andre størrelser holdes fast. Vi får da at

$$(11) \quad Z_0 = \frac{(C - mh)Z_1}{Z_1mh + C}.$$

Anta for eksempel at tilpasningen er slik at  $mh/C = 0,5$ . Da vil (11) redusere seg til

$$(12) \quad Z_0 = \frac{Z_1}{Z_1 + 2}.$$

Hvis da den feilaktige elastisiteten  $Z_1$  er estimert til for eksempel å være lik 1,5, så vil den sanne  $Z_0$  være lik 0,43. Legg merke til at vi ikke trenger å kjenne  $\alpha$  for å foreta denne typen vurderinger. Siden elastisiteten voksende i  $\alpha$ , vil overestimering av  $\alpha$  medføre for høye elastisiteter.

La oss dernest diskutere elastisiteten av jobbsannsynligheten m.h.p. marginal timelønn. I første-generasjonsmodellen ble det antatt at restleddene er normalfordelte slik at sannsynligheten for å jobbe blir en probitmodell. For å illustrere et poeng vil vi imidlertid tilnærme probitmodellen med en logitmodell.<sup>5</sup> Når jobbsannsynligheten  $P$  er en logitmodell, generert fra (5) og (7), blir

$$(13) \quad \frac{\partial \log P}{\partial \log m} = (1 - P)k$$

der  $k$  har tolkning som  $k^{-2} = \text{var}(\varepsilon_1 + (1 - \alpha)\varepsilon_2)$ . Estimatet på  $k$  er ca.,  $\hat{k} = 1,55$ . Tilsvarende som i (10) ser vi at elastisiteten avhenger sterkt av nivået på jobbsannsynligheten  $P$ . I vårt utvalg fra 1980 var  $P$  ca. lik 60 prosent hvilket gir en elastisitet på ca. 0,62. Dersom derimot yrkesprosenten er lik 85 prosent blir den tilsvarende elastisiteten lik 0,23. Når yrkesprosenten er 90 prosent blir elastisiteten lik ca. 0,16. Dette skyldes at når yrkesprosenten nærmer seg én er det relativt mindre å "hente".

Diskusjonen ovenfor viser at et gitt sett av parameterverdier kan gi mange forskjellige størrelser på elastisitetene, avhengig av nivået på tilpasningen. I modellen ovenfor vil dette nivået avhenge av skattesystem, timelønn, arbeidsfri inntekt (ektemannens inntekt) samt de demografiske variablene som inngår i spesifikasjonen av nyttefunksjonen. Diskusjonen viser også at parametrene  $\alpha$  og  $\beta$  har

---

<sup>5</sup> Det kan vises at det er svært liten forskjell på probit og logit, hvilket skyldes at de kumulative logistiske og normale fordelingsfunksjonene er svært like. Se Holst (1986) for sammenlikning av resultater fra probit og logit analyser basert på de samme dataene. En har også funnet at forholdet mellom koeffisientene estimert ved en probitmodell er lik koeffisientene i en tilsvarende logitmodell på en faktor nær. Denne faktoren ligger nær 1,7.

avgjørende betydning for nivået på elastisitetene, og at dersom de respektive estimater er feilaktige kan det lede til betydelige feil i anslag på elastisitetene.

### **4.3. Andre -generasjons modellopplegg**

#### ***4.3.1. Generell modellramme***

Som vi har vært inne på ovenfor behandler den tradisjonelle mikroøkonomiske teorien for arbeidstilbud sentrale aspekter ved arbeidsmarkedstilpasningen svært summarisk. For eksempel forutsettes det ofte svært forenklete og stiliserte versjoner av de økonomiske budsjettbetingelsene og det er typisk at kvantumsrestriksjoner ignoreres. I virkeligheten kan tilbyderne på arbeidsmarkedet stå overfor betydelige restriksjoner i sine valgmuligheter, og deres økonomiske budsjettrestriksjoner kan være kompliserte pga. utformingen av skattesystemet. Dette kan lede til ikke-konvekse budsjettmengder, slik tilfelle er med mange skattesystemer. Videre kan arbeidstiden ofte være underlagt institusjonelle beskrankninger. Vi har ovenfor vært inne på at det tradisjonelle opplegget også ignorerer at kvalitative aspekter ved jobbene kan spille en rolle i arbeidsmarkedstilpasningen fordi aktørene ofte har sterke preferanser for hvilke type arbeidsoppgaver som er tilordnet jobbene. For å oppnå en mer tilfredstillende behandling av disse aspektene, enn hva tilfellet er med metodene som var kjent fra litteraturen, ble det på 1980 -tallet, som nevnt overfor, startet opp forskningsarbeid med sikte på å etablere et nytt rammeverk som vi kan kalle andre-generasjons tilbudsmoeller. Dette opplegget ble opprinnelig utviklet for en generell situasjon med diskrete og kontinuerlige valg, som beskrevet i Dagsvik (1994). Andre-generasjons arbeidstilbudsmodeller er formulert som spesialtilfeller innen modellrammen i Dagsvik (1994), og i tillegg gitt en empirisk utforming som er estimert ved hjelp at ulike sett mikro tverrsnittsdata. Disse arbeidstilbudsmodellene er beskrevet på ulike måter mange steder, for eksempel i Dagsvik og Strøm (1988e, 1992, 1994, 1997, 2002, 2003), Aaberge, Dagsvik og Strøm (1995), Dagsvik et al. (1988b), Aaberge, Colombino og Strøm (1999). Den versjonen som ligger nærmest den vi beskriver her er drøftet i Dagsvik og Strøm (1997, 2003). Fortsatt baserer vi oss på et statisk opplegg.

Før vi går over til en mer grundig og formell beskrivelse av dette opplegget vil vi gi en summarisk beskrivelse: Betrakt en tilfeldig aktør. I hver periode befinner aktøren seg i en situasjon der vedkommende kan velge mellom ikke å jobbe og et sett av tilgjengelige jobbalternativer (valgmengde). Valgmengdene vil generelt variere fra aktør til aktør. Hvert jobbalternativ er karakterisert ved et sett av jobbspesifikke attributter som består av timelønn, arbeidstid samt andre ikke-pekuniære jobbkarakteristika, så som arbeidsoppgaver og andre kjennetegn ved jobben. Videre står aktøren overfor jobbspesifikke økonomiske budsjettbetingelser som er bestemt av arbeidsfri

inntekt (bestående av ektefelles inntekt, kapitalinntekt og overføringer), skattesystem, samt lønninger. Budsjettbetingelsene varierer over jobber siden ulike jobber kan tilby ulike lønninger til samme aktør. For hver enkelt jobb er de jobbspesifikke attributtene gitte. Dette betyr for eksempel at en i dette opplegget bare kan endre arbeidstid ved å endre jobb. Aktøren antas å ha preferanser for disponibel inntekt, arbeidstid, samt ikke-pekuniære jobbkjennetegn. Aktøren betrakter arbeidsfri inntekt og mengden av tilgjengelige jobber som gitte (med gitte attributter) og velger den beste tilpasning ved å avveie konsum, arbeidstid og ikke-pekuniære forhold opp mot hverandre under rammebetingelsene beskrevet overfor. Denne avveiningen avhenger generelt av kjennetegn ved aktøren (husholdet), slik som alder og antall barn.

Det som observeres av forskeren er arbeidstid og timelønn for den jobben som aktøren har valgt. Kjennetegn ved jobber som ikke velges, men som befinner seg i valgmengden av tilgjengelige jobber for aktøren, observeres ikke. Videre observeres heller ikke valgmengdene av jobbmuligheter for de ulike aktørene. Dette medfører naturligvis betydelige problemer i arbeidet med å identifisere og estimere atferdsrelasjoner. Vi må i tillegg forholde oss til at preferanser og rammebetingelser kan endre seg både på grunn av observerbare og uobserverbare faktorer. I moderne økonomiske modeller blir som kjent uobserverbare faktorer representert ved stokastiske variable som varierer over populasjonen - og over tid - ifølge nærmere bestemte sannsynlighetsfordelinger. I vårt modellopplegg er det lagt ned en god del arbeid i å motivere og å begrunne egenskapene til de stokastiske variablene som representerer de uobserverbare faktorene. Fortsatt vil vi nøye oss med å betrakte én-personshusholdninger, forutsatt en statisk situasjon. Som nevnt ovenfor tenker vi oss at aktøren står overfor et sett av jobber, der jobbene er nummerert ved indeksen  $k$ , og jobb  $k$  har fast arbeidstid og timelønn, representert ved henholdsvis  $H_k$  og  $W_k$ . La  $U(C, L, Z_k)$  betegne aktørens nytte av  $(C, L, Z_k)$ , der  $C$  er totalt konsum (disponibel inntekt),  $L$  er årlig fritid, 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. Her skal vi foreløpig anta at  $Z_k$  er uobserverbar. Budsjettbetingelsene som aktøren står overfor, er følgende: Gitt jobb  $k$ , så er konsum (disponibel inntekt) gitt ved

$$(14) \quad C_k = f(H_k W_k, I),$$

der funksjonen  $f$  er definert ved

$$(15) \quad f(hw, I) = hw + I - S(hw, I),$$

hvor  $S(h_w, I)$  er den eksakte skattefunksjonen når  $h_w$  er brutto lønnsinntekt og  $I$  er arbeidsfri inntekt, som her er antatt å være eksogen. Her er det et poeng, at i motsetning til første-generasjonsopplegget, trenger vi ikke lengre å tilnærme skattefunksjonen med en glatt konveks funksjon. Alle detaljer ved skattereglene kan tas hensyn til i estimeringen av modellen. Endelig kan aktøren bare velge mellom jobbene som tilhører en aktørspesifikk valgmengde. For å komme videre må vi gjøre forutsetninger om strukturen og fordelingen av nyttefunksjonen og valgmengdene. Vi vil anta at nyttefunksjonen er separabel, dvs.

$$(16) \quad U(C, L, Z_k) = v(C, L) \tilde{\varepsilon}(Z_k)$$

der  $v(\cdot)$  er en positiv, deterministisk funksjon og  $\tilde{\varepsilon}(Z_k)$  et positivt stokastisk restledd som er ment å fange opp effekten av de uobserverbare jobbattributtene  $\{Z_k\}$ . Siden vi benytter et ordinalt opplegg, vil (16) naturligvis være ekvivalent med enhver strengt voksende funksjon av (16). Spesielt vil en additiv separabel formulering være ekvivalent med den multiplikative formuleringen som er valgt ovenfor. Separabilitetsantakelsen samt restleddenes fordelingssegenskaper vil vi komme tilbake til senere.

La oss nå gå over til å diskutere valgmengden, dvs. mengden av jobber som er tilgjengelig for aktøren.

Vi kan representere denne som  $\tilde{B} = \{(H_k, W_k, Z_k), k = 0, 1, 2, \dots\}$ , der  $k = 0, 1, 2, \dots$ , er en tilfeldig indeksering av settet av tilgjengelige "jobber", der jobb  $k$  har kjennetegn  $(H_k, W_k, Z_k)$ . Her definerer vi  $k = 0$  som "ikke-jobb", hvor  $H_0 = W_0 = 0$ . Siden preferansene til aktørene avhenger av  $Z_k$  kun via  $\varepsilon_k = \tilde{\varepsilon}(Z_k)$ , vil det i det etterfølgende være hensiktsmessig å representere valgmengden ved settet av tilgjengelige tripler;  $B = \{(H_k, W_k, \varepsilon_k), k = 1, 2, \dots\}$ . Variasjonsområdet til triplene  $(H_k, W_k, \varepsilon_k)$

benevner vi med  $\Omega$ . Som vi har vært inne på ovenfor, så vil valgmengdene variere over populasjonen av aktører på en måte som ikke kan forventes fullt ut å kunne beskrives ved observerbare forhold.

Videre er det et problem at valgmengdene i en viss forstand er *endogene*; de er bestemt som et resultat av markedstilpasningen mellom tilbud og etterspørsel. La oss inntil videre la det siste problemet ligge; vi vil senere komme tilbake til dette i avsnitt 4.9.

Vi ønsker her å benytte en stokastisk representasjon som gir oss muligheten til å takle at valgmengdene varierer både med hensyn på observerbare og uobserverbare forhold. Med "stokastikk" mener vi her for det første variasjon som skyldes variable som kan være kjente for aktøren(e) men som ikke er observert av forskeren, og for det andre, begrenset rasjonalitet hos aktøren i den forstand at om han utsettes for replikasjoner av valgsituasjonen kan han komme til å foreta ulike valg i ulike replikasjoner. En variant av begrenset rasjonalitet kan også gi seg utslag i at aktøren ikke nødvendigvis



orker, eller har kapasitet til, å vurdere alle objektivt tilgjengelige alternativer, men nøyer seg med et mer eller mindre tilfeldig "utplukk" av alternativer fra mengden av objektivt tilgjengelige jobber.<sup>6</sup>

Betrakt nå valgmengden til en tilfeldig aktør. Vi antar at jobbene, representert ved triplene  $\{(H_k, W_k, \varepsilon_k)\}$ , er uavhengige og tilfeldig spredte over  $\Omega$ . Med "uavhengige" mener vi her at lokaliseringen til triplene som representerer jobbene er ukorrelerte. For å beskrive en slik situasjon er det hensiktsmessig å benytte formalismen til den multidimensjonale Poisson prosessen. Vi husker at en Poisson prosess nettopp er karakterisert ved at den genererer punkter som tilfeldig spredt i en nærmere definert mengde. Videre minner vi om at i en homogen Poisson prosess er punktene som blir generert, tilfeldig, men jevnt fordelt over  $\Omega$ . I en inhomogen Poisson prosess vil derimot punktene være tilfeldig spredt men ujevnt fordelt i den forstand at det vil i gjennomsnitt være tettere konsentrasjon av punkter i noen deler av  $\Omega$  enn i andre deler. Fordelingsegenskapene til den multidimensjonale homogene Poisson prosessen kan karakteriseres ved et sett av postulater (Karlin, 1966). For en nærmere beskrivelse av disse postulatene viser vi til vedlegg. La  $A$  være en delmengde i  $\Omega$  og la  $N(A)$  være antall punkter i Poisson prosessen som ligger i  $A$ . Det følger av disse postulatene at  $N(A)$  er Poisson fordelt med parameter lik forventningen,  $EN(A)$ , til  $N(A)$ , dvs. at

$$P(N(A) = n) = \frac{(EN(A))^n}{n!} \exp(-EN(A)).$$

Videre kan forventningen,  $EN(A)$ , representeres ved det såkalte *intensitetsmålet*  $d\lambda(h, w, \varepsilon)$ , på følgende måte:

$$(17) \quad EN(A) = \int_A d\lambda(h, w, \varepsilon).$$

Ytterligere forståelse av intensitetsmålet får vi ved å konstatere at  $d\lambda(h, w, \varepsilon)$  kan tolkes som sannsynligheten for at det finnes en jobb  $k$  med attributter  $H_k \in (h, h + dh)$ ,  $W_k \in (w, w + dw)$ , og  $\varepsilon_k \in (\varepsilon, \varepsilon + d\varepsilon)$  som er *tilgjengelig* for aktøren. I vårt opplegg er formen på intensitetsmålet spesifisert som

$$(18) \quad d\lambda(h, w, \varepsilon) = \theta g(h, w) \varepsilon^{-2} dh dw d\varepsilon, \text{ for } h > 0, w > 0, \varepsilon > 0,$$

---

<sup>6</sup> Her er det altså *ikke* snakk om usikkerhet i den forstand at aktørene tar hensyn til at valgene kan ha konsekvenser han bare med en viss sannsynlighet kan forutsi, og tar hensyn til dette ved for eksempel å beregne forventet nytte.

der  $\theta > 0$  er en konstant og  $g(h,w)$  en (bivariat) sannsynlighetstetthet. For ikke-jobb alternativet antas det at

$$(19) \quad P(\varepsilon_0 \leq y) = \exp(-1/y),$$

for  $y > 0$ . Den spesielle formen på intensitetsmålet gitt i (18) og antakelsen (19), er analoge til forutsetningene som er drøftet i Dagsvik (1994). Dette intensitetsmålet definerer en inhomogen Poisson prosess.<sup>7</sup> Den multiplikative strukturen betyr at lokaliseringen (ex ante) til restleddene  $\{\varepsilon_k\}$  ikke er korrelerte med jobbenes arbeidstider og timelønner. Dette tilsvarer den vanlige forutsetningen i økonomisk teori, nemlig at restleddet i preferansene ikke er korrelerte med variable som definerer rammebetingelsene. Men som vi var inne på under første-generasjonsmodellen, er det også eksempler på det motsatte, nemlig at restleddet i timelønnsrelasjonen kan være korrelert med restleddet knyttet til preferansene. (En annen sak er at ex post; dvs. når aktørene har tilpasset seg, så vil det være korrelasjon mellom restledd, arbeidstid og timelønn til de *valgte* jobbene.) Husk at her er det uobserverbar variasjon i valgmengdene. Denne heterogeniteten er altså her representert ved den multidimensjonale og inhomogene Poisson-prosessen. Tetthetsfunksjonen  $g(h,w)$  har følgende tolkning: Størrelsen  $g(h,w)dh dw$  er sannsynligheten for at en tilfeldig valgt aktør står overfor en valgmengde slik at det blant jobbene i hans valgmengde finnes en jobb  $k$  med arbeidstid  $H_k \in (h, h + dh)$  og timelønn  $W_k \in (w, w + dw)$ . For ytterligere klargjøring, betrakt for enkelhets skyld tilfellet der arbeidstider og timelønner antar diskrete verdier. Da vil  $g(h,w)$  være en diskret tetthetsfunksjon. Det "empiriske" motstykke ("empirisk", i betydningen hvis observert) til  $g(h,w)$  vil være gjennomsnittlig antall tilgjengelige jobber (for aktøren) med arbeidstid og timelønn  $(h,w)$  dividert på gjennomsnittlig antall tilgjengelige jobber (for aktøren). Her er gjennomsnittet tatt over populasjonen. (Som vi har antydnet overfor er det også mulig å tolke "gjennomsnitt" i en begrenset rasjonalitetsforstand, nemlig som personspesifikt gjennomsnitt over et stort antall replikasjoner av aktørens valgsituasjon, hvor aktørens valgmengde kan variere – samt at aktøren kan tenkes å velge forskjellig i de ulike replikasjonene av valgsituasjonene). Videre er  $\theta$  et mål for gjennomsnittlig antall jobber som er tilgjengelig i forhold til antall "ikke-markedsmuligheter". Størrelsen  $\varepsilon^{-2}d\varepsilon$  er det marginale intensitetsmålet for restleddene, dvs. det angir sannsynligheten for at det for en tilfeldig aktør finnes en jobb  $k$  med restledd  $\varepsilon_k$  som ligger i intervallet  $(\varepsilon, \varepsilon + d\varepsilon)$ . Formen på intensitetsmålet i

---

<sup>7</sup> Dersom intensitetsmålet hadde hatt formen  $d\lambda(h,w,\varepsilon) = K dh dw d\varepsilon$ , der  $K$  er en konstant, ville derimot prosessen ha vært homogen.

(18), samt (19), følger av en forutsetning om at aktørenes valg av jobb fra hans valgmengde tilfredstiller betingelsen som går under betegnelsen "Uavhengighet fra irrelevante alternativer" (IIA).

Hva dette betyr presist skal vi komme tilbake til i avsnitt 4.3.2.<sup>8</sup>

La oss nå gå over til å se nærmere på hvilke implikasjoner forutsetningene ovenfor har for den individuelle tilpasningen på tilbudssiden. Vi legger merke til at den vanlige framgangsmåten med å sette heldningen på budsjettlinjen lik helningen på indifferenskurven i tangeringspunktet ikke går her (marginale kriterier). Grunnen er at aktørene i dette opplegget antas å foreta diskrete valg, nemlig valg mellom jobber. Selv om vi hadde benyttet første-generasjonsmodellen for å representere preferansene ville vi likevel ikke uten videre kunne benytte marginale kriterier dersom budsjettmengdene tillates å være ikke-konvekse, og med stykkevis lineære budsjettbetingelser (som er en typisk konsekvens av mange lands skattesystem). Selv med konvekse budsjettsett, krever stykkevis lineære budsjettbetingelser ikke-standard behandling av tilpasningen i knekkpunktene, se for eksempel Hausman (1985). I motsetning til den vanlige framgangsmåten med marginale kriterier er vår tilnærming analog til metodene som benyttes i diskret valghandlingsteori. Vi ser nemlig at når vi tar hensyn til at arbeidstid og timelønn er gitte, når jobben er gitt, kan nytten av jobb  $k$  skrives som

$$\psi(H_k, W_k; I) \varepsilon_k$$

der

$$(20) \quad \psi(H_k, W_k; I) = v(f(H_k, W_k, I), M - H_k).$$

Vi ser derfor at vi har redusert aktørens optimeringsproblem til et diskret valgproblem, nemlig å finne den jobben som har høyest nytte. Innen vår formalisme tilsvare dette å finne det optimale punktet i punktsvermen generert av den multidimensjonale Poissonprosessen. La  $\Phi(h, w; I)$  være den kumulative simultane fordelingsfunksjonen for observert arbeidstid og timelønn i markedet, gitt en populasjon av identisk observerbare aktører med arbeidsfri inntekt  $I$ . Det empiriske motstykke til denne størrelsen er andelen av aktører i denne populasjonen som jobber og har arbeidstid mindre eller

---

<sup>8</sup> Legg merke til at strengt tatt kan vi ikke si at intensitetsmålet kun representerer rammebetingelsen til aktøren. Selv om vi i utgangspunktet startet med å betrakte mengden av de tilgjengelige triplene  $\{(H_k, W_k, Z_k)\}$ , som klart representerer aktørens rammebetingelser, så gikk vi over til å se på mengden av tripler  $\{(H_k, W_k, \varepsilon_k)\}$ , i stedet. Dermed har vi innført en komponent,  $\varepsilon_k = \tilde{\varepsilon}(Z_k)$ , som er en nyttekomponent, altså en del av nyttefunksjonen, slik at dermed kan vi si at Poisson prosessen representerer en blanding av preferanseledd og attributter ved alternativene.

lik  $h$ , og timelønn mindre eller lik  $w$ . La  $\varphi(h, w; I) = \partial^2 \Phi(h, w; I) / \partial h \partial w$ , være den tilhørende (bivariate) sannsynlighetstetthet. Formelt kan  $\Phi$  uttrykkes ved

$$(21) \quad \Phi(h, w; I) = P\left(\max_{H_k \leq h, W_k \leq w} (\psi(H_k, W_k; I) \varepsilon_k) = \max_k (\psi(H_k, W_k; I) \varepsilon_k)\right).$$

Det kan nå vises (Dagsvik, 1994) at tettheten  $\varphi$  kan uttrykkes som

$$(22) \quad \varphi(h, w; I) = \frac{\theta \psi(h, w; I) g(h, w)}{\psi(0, 0; I) + \theta \iint_D \psi(x, y; I) g(x, y) dx dy}$$

der  $D = (0, \bar{h}) \times (0, \bar{w})$  representerer variasjonsområdet for arbeidstid og timelønn. I det tilfelle at variasjonsområdet til arbeidstid og/eller timelønn er diskret, vil dobbeltintegralet i nevneren i (22) erstattes med en dobbeltsum. Formelen (22) uttrykker altså hvordan de realiserte arbeidstidene og timelønnene fordeler seg (sannsynlighetstettheten) i en homogen populasjon, gitt arbeidsfri inntekt  $I$ . Vi ser at tetthetsfunksjonen (22) er et relativt enkelt uttrykk og har form som en kontinuerlig logit type modell som funksjon av en representativ nyttefunksjon (gitt budsjett),  $\{\psi(h, w; I)\}$ , samt en funksjon som representerer gjennomsittlige valgmuligheter, nemlig  $\{\theta g(h, w)\}$  (mulighetsintensiteten).<sup>9</sup>

Dersom en har spesifisert konkrete parametriske funksjonsformer for  $g(h, w)$  og  $v(C, L)$  kan en nå relativt enkelt estimere modellen ved å benytte maximum likelihood metoden. Dette gjør en på følgende måte: La  $(h_i, w_i, I_i)$  være observert arbeidstid, timelønn og arbeidsfri inntekt for person  $i$  i vårt utvalg. Anta for enkelhets skyld at vårt utvalg består av identisk observerbare individer (bortsett fra arbeidsfri inntekt). (I aktuelle empiriske situasjoner er naturligvis ikke utvalget homogent, men teknisk sett er det en enkel sak å legge inn observerbare variable som skal kontrollere for heterogenitet.) Den såkalte loglikelihoodfunksjonen er da lik

$$(23) \quad l = \sum_i \ln \varphi(h_i, w_i; I_i).$$

---

<sup>9</sup> I litteraturen finnes det eksempler på tilsvarende kontinuerlige logitmodeller med mulighetsintensitet; nemlig Ben-Akiva og Watanatada (1981), og Ben-Akiva et al. (1985). I disse arbeidene er utgangspunktet en diskret logitmodell med like representative nytter definert over uobserverbare alternativer innen definerte observerbare kategorier. Dette leder til en logitmodell for de observerbare kategoriene der strukturdelen veies med antall uobserverbare alternativer i de respektive kategoriene. Deretter oppnår de sannsynlighetstettheten i det kontinuerlige tilfellet ved å la antall kategorier gå mot uendelig. En begrensning ved denne tilnærmingen er at den ikke tillater at valgmengdene kan tolkes som stokastiske punktsvermer, slik som i vårt opplegg skissert ovenfor.

Estimering skjer på velkjent måte ved å maksimere loglikelihoodfunksjonen med hensyn på de ukjente parametrene som inngår i spesifikasjonen av  $v(C, L)$  og  $\theta g(h, w)$ . Under standard regularitetsbetingelser vil estimatene ha optimale egenskaper og være asymptotisk normalfordelte. I nevneren i (22) er det tilsynelatende et numerisk problem at en må beregne et dobbeltintegral. Men dette kan imidlertid unngås under estimeringen ved å følge en prosedyre som McFadden (1978) har foreslått. Hans metode går ut på å erstatte integralet i nevneren med en sum over et "lite" antall utvalgte punkter i  $D$ . De utvalgte punktene i  $D$  er trukket ifølge en fordeling som velges av forskeren. Hvert ledd i summen veies på en spesiell måte som avhenger av hvilken fordeling de utvalgte punktene er trukket fra. I det spesialtilfelle hvor aktørene står overfor kun én timelønn,<sup>10</sup> la oss si  $W$ , får vi at

$$(24) \quad \tilde{\varphi}(h; W, I) = \frac{\theta \psi(h; W, I) g(h)}{\psi(0; 0, I) + \theta \int_0^{\bar{h}} \psi(x; W, I) g(x) dx}$$

der  $\tilde{\varphi}(h; W, I)$  er tettheten til arbeidstiden gitt timelønn  $W$  og arbeidsfri inntekt  $I$ . Spesialtilfellet med  $\theta = 1$  og  $g(h) = 1/\bar{h}$ , tilsvarer at arbeidstidene til jobbene er uniformt fordelt og at andelen tilgjengelige markedsmuligheter er lik andelen tilgjengelige ikke-markedsaktiviteter. I dette tilfellet reduserer modellen (24) seg til

$$(25) \quad \varphi^*(h; W, I) = \frac{\psi(h; W, I)}{\psi(0; 0, I) + \int_0^{\bar{h}} \psi(x; W, I) dx}.$$

Dette spesialtilfelle er følgelig den modellen innen rammeverket vi har diskutert her som likner mest på den tradisjonelle lærebokmodellen (første-generasjonsmodellen).

Som nevnt ovenfor får vi tettheten, i tilfelle der arbeidstiden antar diskrete verdier, ved å erstatte integralet i nevneren i (25), med en sum, der summen tas over mengden av mulige arbeidstider,  $\bar{H}$ . Det kan enkelt vises at det korresponderende nyttemaksimeringsproblemet knyttet til spesialtilfellet (25), kan formuleres på følgende alternative måte: La nytten til aktøren av arbeidstid  $h$  være definert ved

$$(26) \quad U^*(h) = v(f(hW, I), M - h) \varepsilon^*(h)$$

---

<sup>10</sup> I de fleste studier i litteraturen forutsettes det at en aktør kun står overfor én timelønn, bestemt av aktørens kunnskapskapital. Nyere tilnærminger tillater imidlertid at timelønnen kan variere med jobb-typer.

der  $\varepsilon^*(h)$ ,  $h \in \bar{H}$ , er uavhengige og identisk fordelte med samme fordeling som gitt i (19). Under denne forutsetningen følger det videre at  $\varphi^*$ , gitt i (25), har tolkningen

$$(27) \quad \varphi^*(h; W, I) = P\left\{U^*(h) = \max_{x \in \bar{H}} U^*(x)\right\}$$

når integralet i nevneren er erstattet av summetegn. Vi ser fra (26) at selv om vi hadde utvidet  $\bar{H}$  til et kontinuum så ville vi likevel ikke kunne ha benyttet den vanlige framgangsmåten basert på marginale kriterier, fordi restleddene  $\{\varepsilon^*(h)\}$  avhenger av  $h$ . Det er også en annen forskjell mellom (26) og første-generasjonsmodellen, nemlig at restleddet i nyttefunksjonen (1) i avsnitt 4.2.1 er knyttet til A/B, dvs. det inngår ikke på en separabel måte som i (26). Bare i det tilfelle hvor de respektive restleddene har liten varians vil (26) og første-generasjonsopplegget gi tilnærmet samme tilpasning, dersom  $v$  har samme form som i (1).

La oss rekapitulere hva andre-generasjonstilnærmingen består i. Vi ser at i motsetning til det tradisjonelle opplegget gir andre-generasjons modellramme forskeren nye og bekvemme muligheter til å ta hensyn til kompliserte økonomiske budsjettrestriksjoner, representert ved  $f(\cdot)$ , samt begrensninger i mengden av tilgjengelige jobber, representert ved  $\theta g(h, w)$ . I den tradisjonelle tilnærmingen postuleres en kvasi-konkav nyttefunksjon som funksjon av konsum og fritid, der restleddene ikke avhenger av konsum og fritid. Fra denne avledes tilbudsfunksjonen ved å bruke marginkriteriet. Alternativt postuleres en tilbudsfunksjon direkte. En typiske spesifisering av tilbudsfunksjonen som ofte blir benyttet er

$$(28) \quad h = a + b \ln w + Xc + \varepsilon,$$

der  $\varepsilon$  er et stokastisk restledd og  $X$  er en vektor av demografiske kjennetegn, eller det postuleres en analog relasjon der  $w$  inngår i stedet for  $\ln w$ . La videre restleddet  $\varepsilon$  ha sannsynlighetstetthet  $\kappa(x)$  (for eksempel normaltettheten). Dersom vi her for enkelhets skyld antar at  $w$  ikke er korrelert med restleddet får vi at sannsynlighetstettheten for observert arbeidstid blir lik

$$(29) \quad \kappa(h - a - b \ln w - Xc).$$

I det tradisjonelle opplegget, og med det eksemplet vi ser på her, basert på spesifiseringen (28), er tettheten uttrykt som i (29). I andre-generasjonsopplegget, gitt at det ikke er rasjonering og at hver aktør står overfor kun én timelønn, har derimot tettheten utformingen gitt ved (25).

I andre-generasjonsopplegget antas aktørene å evaluere nytten av tilgjengelige jobber med gitte attributter, og å velge den jobben som maksimerer nytten. Den observerte arbeidstid og timelønn blir derfor den arbeidstiden og timelønnen som aktøren får i den valgte jobben. Dette er en *diskret* valgsituasjon. Grunnen til at vi likevel får en kontinuerlig tetthetsfunksjon for realiserte arbeidstider og timelønninger er at variasjonsområdet  $\Omega$  er et kontinuum, samt at attributtene i valgmengden (punktene generert fra Poisson prosessen) er stokastiske (for forskeren), og kan ha alle mulige utfall innen  $\Omega$ . Videre minner vi om at i andre-generasjonsopplegget er det enkelt å operere med helt generelle skattefunksjoner. Mens en i det tradisjonelle opplegget først utleder en eksplisitt tilbudsfunksjon, slik som i (28), hvorfra sannsynlighetstettheten avledes, vil en i andre-generasjonsopplegget ikke kunne finne et analogt eksplisitt uttrykk for den individuelle tilbudsfunksjonen. Men det utgjør ikke noe problem, siden vi er i stand til å finne et eksplisitt uttrykk for arbeidstilbudets fordeling representert ved tetthetsfunksjonen, gitt i (22), eventuelt i spesialtilfellene (24) og (25). Disse uttrykkene kan vi så benytte til estimering av modellen og etterpå til å generere arbeidstilbudfordelinger under alternative politikk- utforminger. Det er også en annen fordel med et opplegg som er basert på en representasjon via nyttefunksjoner, nemlig at velferdsanalyser basert på ekvivalent variasjon eller kompensert variasjon blir enklere i mange tilfeller enn opplegg basert på direkte spesifisering av tilbudsfunksjonen. I det siste tilfelle må en "integre" seg tilbake til nyttefunksjonen og det kan være komplisert bortsett fra ved spesielle tilbudsspesifiseringer.

#### **4.3.2. Uavhengighet fra Irrelevante Alternativer (IIA)**

I dette avsnittet skal vi se nærmere på IIA forutsetningen. Noe løst kan denne beskrives på følgende måte: La  $A$  være en mengde av jobber, og la  $B$  være en undermengde i  $A$ . IIA sier at, i gjennomsnitt (over personer i en homogen populasjon eller over replikasjoner av valgsituasjoner for en enkelt aktør), vil rangeringen av alternativene i  $B$  ikke avhenge av om kun alternativene i  $B$  er tilgjengelige eller om alle alternativene i  $A$  er tilgjengelige. Empirisk har det vist seg i mange tilfeller at IIA har blitt forkastet, sannsynligvis fordi sentrale attributter ved alternativene ikke er observerbare og/eller at en ikke har kontrollert for relevante personkjennetegn. Altså impliserer *ikke* disse testene nødvendigvis at IIA forkastes på *individnivå*. Dersom data kun inneholder én observasjon pr. individ er det heller ikke mulig å forkaste IIA uten at en i tillegg antar typiske ad hoc hypoteser om uobserverbar heterogenitet og/eller funksjonsform. Debreu har riktignok beskrevet et teoretisk eksempel, kjent som "rød buss-blå buss" eksemplet (se Ben-Akiva og Lerman, 1985), som belyser situasjoner der IIA opplagt er urimelig (på individnivå). Men dette eksemplet viser bare at en må passe på å definere alternativene slik at de er reelt "ulike" og selvstendige alternativer. I Debreus eksempel er alternativet "blå buss" egentlig det

samme alternativet som "rød buss".<sup>11</sup> På individnivå er IIA en naturlig forutsetning for økonomer fordi den passer godt inn i tradisjonen med å formulere individuelle rasjonalitetsantakelser. Luce (1959), som først formulerte IIA, har brukt betegnelsen *probabilistisk rasjonalitet* om IIA, fordi denne antakelsen uttrykker at en rasjonell aktør, i gjennomsnitt over replikasjoner av valgeksperimenter, bare vil forholde seg til de alternativene som befinner seg i mengden det skal velges fra (se også McFadden, 1984). Den er probabilistisk, fordi den representerer et utsagn om gjennomsnittsutførelsen. Som nevnt ovenfor, leder IIA-forutsetningen til den bestemte formen (18) på intensitetsmålet til Poisson prosessen og fordelingen (19), som spiller en viktig rolle i andre-generasjonsopplegget, og som igjen leder til den bestemte formen på sannsynlighetstettheten for observert arbeidstid og timelønn, gitt i (22). Videre følger det at under IIA representerer separabilitetsantakelsen i (16) ingen ytterligere restriksjon.

For ytterligere å sette IIA antakelsen i perspektiv skal vi nå belyse at i en viss forstand impliserer IIA svakere restriksjoner på valgmodellen enn de restriksjonene som følger fra konvensjonell konsumentteori. I dette øyemed, la oss betrakte etterspørselsfunksjonen under kvantumsrasjonering, og la  $K$  representere kvantumsrestriksjonene, dvs.  $K$  er mengden av mulige etterspørselsvektorer. La  $x(K)$  være den kvantumsbegrensede etterspørselsvektoren som følger fra maksimering av en strengt kvasi-konkav nyttefunksjon, der bibetingelsene er representerte ved  $K$  og budsjettbetingelsen. Her tillater vi at nyttefunksjonen kan inneholde stokastiske restledd. Disse inngår imidlertid på en slik måte at nyttefunksjonen (med sannsynlighet én) blir strengt kvasi-konkav og voksende. Siden nyttefunksjonen er stokastisk, blir også  $x(K)$  stokastisk. La  $A$  være en mengde i det indre av  $K$ , dvs. ingen punkter på randen av  $K$  er med i  $A$ . Siden tilpasningen er bestemt av tangeringspunktet til den indifferenskurven som tangerer budsjettplanet, vil følgelig de etterspurte kvanta som ligger i  $A$  være såkalte "indre løsninger" av nyttemaksimeringsproblemet, og vil derfor *ikke* avhenge av  $K$ . Med andre ord vil sannsynligheten  $P(x(K) \in A)$  *ikke* avhenge av  $K$ . Det empiriske motstykke til denne sannsynligheten er andelen av konsumentene i populasjonen som står overfor kvantumsrestriksjoner representert ved  $K$ , og som etterspør kvantum innen  $A$ . La oss dernest betrakte en diskret valgsituasjon, og la nå  $x(K)$  betegne valget fra en diskret valgmengde  $K$ , generert ved maksimering av en helt generell stokastisk nyttefunksjon. La  $A$  og  $B$  være undermengder i  $K$ . Som kjent er IIA ekvivalent med at *oddsforholdet*  $P(x(K) \in A)/P(x(K) \in B)$  *ikke* er avhengig av  $K$ . Hver av sannsynlighetene i dette oddsforholdet kan

---

<sup>11</sup> "Rød buss - blå buss" eksemplet er ekstremt fordi to av alternativene praktisk talt er like. I de fleste tilfeller er alternativene reelt ulike. Imidlertid kan alternativene inneholde ulik grad av felles egenskaper, hvilket kan tenkes å svekke plausibiliteten til IIA. Det er likevel ikke opplagt at ulik grad av substituerbarhet mellom alternativer leder til avvik fra IIA på individnivå. Pga. at restleddene representerer begrenset rasjonalitet, kan de være ren "støy", og dermed ikke reflektere substitusjonsforhold på en systematisk måte.



imidlertid avhenge av  $K$ . Dette er et svakere krav enn at  $P(x(K) \in A)$  skal være uavhengig av  $K$ .

Altså har vi vist at dersom hjørneløsninger utelukkes (dvs. at  $A$  er i det indre av  $K$ ) så impliserer den tradisjonelle konsumentteorien en strengere restriksjon på den kvantumsbeskrankede etterspørselsfunksjonen enn det IIA gjør.

#### 4.3.3. Funksjonsform avledet av forutsetninger om skalainvarians

La oss dernest diskutere hvordan en skal spesifisere den systematiske delen,  $v(C, L)$ , i nyttefunksjonen. Vi vil nå modifisere konsumdefinisjonen ved å definere  $C$  som konsum minus nødvendig inntekt som trengs for å "overleve". Tilsvarende definerer vi  $L$  som gjenstående fritid etter at tid nødvendig for søvn og hvile er trukket fra. Vi kan tolke  $v(C, L)$  som tilbydernes representative, eller gjennomsnittlige nytte, for konsum og fritid  $(C, L)$ . Videre husker vi at de stokastiske restleddene i nyttefunksjonen var forutsatt å være ukorrelerte med de jobbspesifikke arbeidstimer og timelønner. La nå  $L$  være gitt og la  $C_1, C_2, C_1^*, C_2^*$  være fire konsumnivåer slik at (i); andelen aktører som foretrekker  $(C_1, L)$  fremfor  $(C_2, L)$  er mindre enn andelen som foretrekker  $(C_1^*, L)$  fremfor  $(C_2^*, L)$ . (Med foretrekke er det her underforstått at de foretrekker jobber som medfører de respektive konsum- og fritidsnivåene). I så fall kan det synes rimelig å anta at det samme gjelder når alle konsumnivåene blir multiplisert med et vilkårlig positivt tall  $r$ , dvs. at andelen aktører som foretrekker  $(rC_1, L)$  fremfor  $(rC_2, L)$  er mindre enn andelen som foretrekker  $(rC_1^*, L)$  fremfor  $(rC_2^*, L)$ . Intuisjonen er at dersom for eksempel  $r > 1$ , dvs. at konsumnivåene skaleres opp, så vil de respektive nytteverdiene øke, men likevel ikke på en slik måte at dette påvirker den gjennomsnittlige rangeringen i populasjonen, fordi aktørene i sin rangordning av konsum og fritidsmuligheter, i denne sammenheng, i stor grad forholder seg til *relativt* konsum når nødvendighetskonsumet er ivaretatt. Tilsvarende forutsetning antas å gjelde for fritid, for gitt konsumnivå. Invariansprinsipper av denne typen er benyttet bl. a. i psykologi (psykofysikk), (se Falmagne, 1985), til å generere funksjonsformer som kan benyttes og testes i "laboratorie-type" eksperimenter (Stated preference intervjuundersøkelser). I Dagsvik og Strøm (1997, 2002, 2003) er dette invariansprinsippet postulert og drøftet. De diskuterer også hvorfor denne antakelsen er for streng i tilfelle med "metning". Anta nå at  $v$  er kontinuerlig og strengt voksende og nyttefunksjonen har formen  $U(C, L) = v(C, L)\eta(C, L)$ , der  $\eta(C, L)$  er et positivt stokastisk restledd som er uavhengig av  $v(C, L)$ . Det følger av (16) at nyttefunksjonen i avsnitt 4.3.1 har en slik form siden (16) medfører at  $U(C, L)$  har tolkningen

$$(30) \quad U(C, L) = v(C, L) \max_{k \in D(C, L)} \tilde{\varepsilon}(Z_k) = v(C, L)\eta(C, L)$$

der  $D(C, L)$  er mengden av jobber med arbeidstid  $h = M - L$  som gir disponibel inntekt  $C$ . Det forbausende er at dersom nyttefunksjonen tilfredsstillende antakelsene og invarianspostulatene ovenfor så medfører dette at  $v$  har formen

$$(31) \quad \ln v(C, L) = \beta_1 \frac{(C^{\alpha_1} - 1)}{\alpha_1} + \beta_2 \frac{(L^{\alpha_2} - 1)}{\alpha_2} + \beta_3 \frac{(C^{\alpha_1} - 1)(L^{\alpha_2} - 1)}{\alpha_1 \alpha_2}$$

der  $\alpha_j$  og  $\beta_j$  er konstanter, se Dagsvik og Strøm (2003). Spesialtilfeller av denne funksjonsformen er tidligere benyttet i litteraturen, blant annet i flere arbeider av Heckman. Som vi husker ble den også benyttet i førstegenerasjonsopplegget, med  $\beta_3 = 0$ , dvs. det separable tilfelle. Videre ser vi at nyttefunksjoner som CES og Stone-Geary faller ut som spesialtilfeller. For eksempel får vi Stone-Geary når vi antar  $\beta_3 = \alpha_1 = \alpha_2 = 0$ . (Husk at det i konsum og fritid er trukket fra nødvendighetskvanta). Selv om en skulle være skeptisk til holdbarheten til invariansprinsippet som ble formulert ovenfor så er det interessant at det gir oss muligheten til en tolkning av funksjonsformen (31). Dersom vi er villig til å forutsette at aktørene er i stand til å rangere endringer i nytte kan vi, tilsvarende til diskusjonen ovenfor, formulere en deterministisk versjon av invariansprinsippet ovenfor som gir oss nyttefunksjonen som ble benyttet i første-generasjonsmodellen.

## 4.4. Generalisering til to-persons husholdninger

### 4.4.1. Modellformulering

I de modellene som er diskutert ovenfor, ignoreres det at det i en husholdning kan være flere personer som foretar valg. Vi skal nå se hvordan andre-generasjons modellopplegg kan utvides til husholdninger med to beslutningstakere (mann og kone). Som vi skal se vil modellen i dette tilfelle være helt analog til modellen med én aktør beskrevet ovenfor. Empiriske modeller av denne type er utviklet og estimert i Dagsvik og Strøm (1988e, 1992, 1994), Dagsvik et al. (1988b,d), Aaberge, Dagsvik og Strøm (1995), Aaberge, Colombino og Strøm (1999). For enkelhets skyld skal vi se bort fra muligheten for at ingen i husholdet jobber. La  $C$ ,  $L_F$  og  $L_M$  være familiens konsum og fritid for kone og mann. La  $k = (k_F, k_M)$  indeksere jobb-pakke  $k$ , hvilket er en kombinasjonspakke som består av en jobb  $k_F$  for kona og jobb  $k_M$  for mannen. Nyttedefunksjonen antas å ha formen

$$(32) \quad U(C, L_F, L_M, k) = v(C, L_F, L_M) \varepsilon_k.$$

Budsjettbetingelsene er analoge til én-persons-husholdningen, dvs. jobbene har gitte timelønner og arbeidstider, slik at for eksempel jobb  $k_F$  har arbeidstid  $H(k_F)$  og timelønn  $W(k_F)$ .

Budsjettbetingelsen, gitt jobb-pakke  $k$ , er gitt ved

$$(33) \quad C(k) = f(H(k_F)W(k_F), H(k_M)W(k_M), I)$$

der  $f(\cdot)$  er funksjonen som transformerer inntektene til husholdets disponible inntekt. Under videre forutsetninger som er analoge til forutsetningene for modellen i tilfellet med én-persons-husholdninger, får vi at sannsynlighetstettheten for realiserte arbeidstider og timelønner,  $\varphi(h_F, h_M, w_F, w_M; I)$ , er gitt ved

$$(34) \quad \varphi(h_F, h_M, w_F, w_M; I) = \frac{\theta \psi(h_F, h_M, w_F, w_M; I) g_F(h_F, w_F) g_M(h_M, w_M)}{T}$$

for  $h_F > 0, h_M > 0, w_F > 0, w_M > 0$ , der

$$(35) \quad \psi(h_F, h_M, w_F, w_M; I) = v(f(h_F w_F, h_M w_M; I), M - h_F, M - h_M)$$

og

$$(36) \quad T = \theta_F \theta_M \theta \int_0^{\bar{h}} \int_0^{\bar{h}} \int_0^{\bar{w}} \int_0^{\bar{w}} \psi(x_1, x_2, y_1, y_2; I) g_F(x_1, y_1) g_M(x_2, y_2) dx_1 dx_2 dy_1 dy_2 \\ + \theta_M \int_0^{\bar{h}} \int_0^{\bar{w}} \psi(0, x_2, 0, y_2; I) g_M(x_2, y_2) dx_2 dy_2 + \theta_F \int_0^{\bar{h}} \int_0^{\bar{w}} \psi(x_1, 0, y_1, 0; I) g_F(x_1, y_1) dx_1 dy_1.$$

Videre er

$$(37) \quad \varphi(0, h_M, 0, w_M; I) = \frac{\theta_M \psi(0, h_M, 0, w_M; I) g_M(h_M, w_M)}{T},$$

når  $h_F = w_F = 0$ , og med tilsvarende uttrykk for  $\varphi(h_F, 0, w_F, 0; I)$ . Analogt til avsnitt 4.3.1 kan  $g_F(h_F, w_F) dh_F dw_F$  tolkes som sannsynligheten for at det for kona skal finnes en jobb med arbeidstid  $H(k_F) \in (h_F, h_F + dh_F)$  og timelønn  $W(k_F) \in (w_F, w_F + dw_F)$  som er tilgjengelig for henne.

Tilsvarende tolkning gjelder for  $g_M(h_M, w_M)$ . Størrelsen  $\theta_F$  har tolkningen som gjennomsnittlig antall jobber som er tilgjengelig for kona (i forhold til antall ikke-markedsmuligheter), og  $\theta_M$  er tilsvarende gjennomsnittlig antall jobber som er tilgjengelig for mannen (i forhold til antall ikke-markedsmuligheter). Størrelsen  $\theta$  er et samspillsledd som er lik én dersom det ikke er samvariasjon mellom kona og mannens jobbmuligheter. Vi ser at strukturen på modellen overfor er helt analog til modellen i én-person-tilfellet.

#### 4.4.2. Empiriske resultater og elastisiteter

Den første versjonen av andre-generasjonsmodellen ble estimert på de samme dataene som ble brukt til å estimere første-generasjonsmodellen (dvs. LU-80 og IN-79). Senere ble samme modell estimert på grunnlag av LU-87 og IN-86. De empiriske resultatene, som vil bli omtalt nedenfor, er hentet fra Dagsvik og Strøm (1994) og Aaberge, Dagsvik og Strøm (1995). Modellrammen har også blitt brukt til å analysere en rekke datasett fra Sverige og Italia, se for eksempel Ljones og Strøm (1987), Dagsvik et al. (1988d), Aaberge et al. (1989a) samt Aaberge, Colombino og Strøm (1999). I motsetning til en glatt og konveks approksimasjon av skattesystemet, ble som nevnt tidligere, den eksakte skattefunksjonen benyttet her. I tillegg ble modellen utvidet til to-persons- husholdninger. Den versjonen som ble estimert, var mer generell enn den som er presentert i avsnittet ovenfor, i og med at den tillater at både mann og kone ikke jobber. Videre ble henholdsvis  $\theta_F$  og  $\theta_M$  antatt å avhenge av både kvinnens og mannens utdanning (målt i antall år). Her ble den deterministiske delen av nyttefunksjonen antatt å ha formen

$$(38) \quad \ln v(C, L_F, L_M) = A(C^\beta - 1)/\beta + B_F(L_F^{\alpha_F} - 1)/\alpha_F + B_M(L_M^{\alpha_M} - 1)/\alpha_M$$

der  $A$ ,  $\alpha_F$ ,  $\alpha_M$ ,  $\beta$  er konstanter og  $B_F$  er spesifisert som en funksjon av konas alder, antall barn under 6 år, og antall barn over 6 år. Parameteren  $B_M$  er spesifisert som en funksjon av mannens alder.

Mulighetsfordelingene  $g_j(h_j, w_j)$ ,  $j = F, M$ , ble antatt å ha formen  $g_{j1}(w_j)g_{j2}(h_j)$ , dvs. arbeidstider og timelønner tilbudt fra bedriftene ble antatt å være uavhengige. Tetthetene  $g_{j1}(w_j)$  ble antatt å være lognormale med forventning avhengig av utdanningslengde, erfaring, og erfaring kvadrert. Tetthetene  $g_{j2}(h_j)$  ble antatt å være uniforme, bortsett fra pukler for heltid og deltid. Dette følger av en antakelse om at det er flere heltids-og deltidsjobber tilgjengelige enn jobber med andre arbeidstider, mens jobber med andre arbeidstider enn heltid og deltid er like tilgjengelige. Høydene på puklene estimeres.

Dersom parameterestimaterne estimert på grunnlag av data for 1970/80 sammenliknes med estimatene basert på data fra 1986/87 (se Dagsvik og Strøm, 1994) finner en at parametrene har endret seg lite bortsett fra parameteren  $A$  i (38) og parameteren som måler effekten av små barn, samt mulighetsindeksene  $\theta_F$  og  $\theta_M$ . Nærmere bestemt er parameteren som måler den dempende effekten på arbeidstilbudet av små barn grovt regnet halvert fra 1979/80 til 1986/87. Det er naturlig å tolke dette som en effekt av økt grad av barnehagedekning. Mulighetsindeksene er spesifisert som  $\log \theta_F = -a_F - bs_F$  for kona, og som  $\log \theta_M = -a_M$  for mannen, der  $s_F$  og  $s_M$  er utdanningens lengde for henholdsvis kona og mannen, mens  $a_F$ ,  $a_M$  og  $b$  er ukjente parametre. Videre ble det funnet at mulighetsindeksen for kona,  $\theta_F$ , er økende med utdanningsnivået, mens den tilsvarende mulighetsindeksen for mannen ikke avhenger av utdanning, dvs. at estimatet på  $b_M$  ikke er signifikant forskjellig fra null. Effekten av utdanning ( $b$ ) på  $\theta_F$  er den samme i 1979/80 som i 1986/87. Imidlertid

avtar  $a_F$  og  $a_M$  fra 1979/80 til 1986/87. Vi tolker disse resultatene slik at formell utdanning og kompetanse betyr vesentlig mer for kvinner enn for menn når det gjelder jobbmuligheter. En mulig forklaring på dette kan være at menn i større grad enn kvinner opparbeider seg aktivitet-spesifikk kompetanse som ikke nødvendigvis forutsetter høy formell utdanning. Jobb-mulighetene øker altså fra 1980 til 1986. I de utvalgene som ble brukt til å estimere modellen økte yrkesdeltakingen for gifte kvinner fra ca. 70 prosent i 1979/80 til ca. 82 prosent i 1986/87, mens yrkesdeltakingen for menn økte fra ca. 93 prosent i 1979/80 til ca. 95 prosent i 1986/87. For de som var i jobb var gjennomsnittlig arbeidstid grovt regnet uendret fra 1979/80 til 1986/87. I vår modell tolkes altså økningen i yrkesdeltakingen fra 1979/80 til 1986/87 i vesentlig grad som et resultat av økningen i jobbmulighetsindeksene  $\theta_F$  og  $\theta_M$ . Endringen i utdanningsnivå i våre utvalg spiller mindre rolle fordi gjennomsnittlig antall år utdanning i 1979/80 og 1986/87 er nær uendret, mens spredningen har økt noe. I tradisjonelle modeller, slik som første-generasjonsopplegget, ville en økning av yrkesdeltakingen bli tolket som et resultat av endring i preferansene og den økonomiske budsjettbetingelsen alene.

En grunn til at estimatene for noen av preferanseparametrene er forskjellige i de to periodene 1979/80 og 1986/87 kan være at utvalget for 1986/87 inneholder vesentlig mindre informasjon enn utvalget for 1979/80. I motsetning til i 1979/80, består utvalget i 1986/87 av to ikke-overlappende deler hvorav én del ikke inneholder informasjon om kvinners arbeidstid/timelønn, mens den andre delen ikke inneholder informasjon om mannens arbeidstid/timelønn. Dette skaper problemer for estimeringsprosedyren, samt at resultatene blir enda mer influert av ad hoc forutsetninger i modellen enn tilfelle var for resultatene fra 1979/80.

**Tabell 1. Elastisiteter basert kun på strukturdelen i nyttefunksjonen, og beregnet for gjennomsnittshusholdningen i utvalget\***

Type elastisitet	Mann		Kvinne	
	Egen	kryss	Egen	kryss
Ukompensert 1979	0,46	-0,04	2,69	-0,15
Ukompensert 1986	0,51	-0,02	1,57	-0,06
Kompensert (Slutsky) 1979	0,48	-0,03	2,75	-0,05
Kompensert (Slutsky) 1986	0,52	-0,01	1,59	-0,02
Virtuell inntekt 1986		-0,01		-0,07
Virtuell inntekt 1986		-0,01		-0,02

\*Elastisitetene i tabell 1 er beregnet for følgende verdier: 1979/80:  $C = 101000$ ,  $m_M = 19,80$ ,  $m_F = 19,00$ ,  $h_M = 2290$ ,  $h_F = 1300$ . 1986/87:  $C = 124000$ ,  $m_M = 25,50$ ,  $m_F = 23,10$ ,  $h_M = 2300$ ,  $h_F = 1400$ .  
Inntekt og timelønner er beregnet i 1979 priser.  
Kilde: Dagsvik og Strøm (1994).

**Tabell 2. Aggregatelasititeter basert på tilbudsmodell for ektepar**

Type elastisitet		Mann		Kvinne	
		Egen	kryss	Egen	kryss
Sannsynligheten for å jobbe	1979	0,29	-0,08	0,83	-0,25
	1986	0,17	-0,03	0,37	-0,12
Gjennomsnittlig arbeidstid, gitt jobb	1979	0,16	-0,07	0,99	-0,26
	1986	0,11	-0,05	0,54	-0,12
Gjennomsnittlig arbeidstid	1979	0,45	-0,15	1,82	-0,51
	1986	0,31	-0,08	0,92	-0,24
Yrkesdeltaking	1979		0,93		0,70
	1986		0,95		0,82

Kilde: Dagsvik og Strøm (1994).

**Tabell 3. Aggregatelasiteter for inntektsgrupper, 1979**

Type elastisitet		Menn		Kvinner		
		Egen	kryss	Egen	kryss	
Sannsynligheten for å jobbe	I	1,89	-1,04	1,85	-1,44	
	Ukompensert	II	0,09	-0,08	0,66	-0,29
		III	0,03	0,01	0,07	-0,03
		I	2,71	0,41	2,62	0,21
	Kompensert	II	0,07	-0,12	0,73	-0,19
		III	0,01	-0,05	0,03	-0,11
Gjennomsnittlig arbeidstid, gitt jobb		I	0,29	-0,15	1,04	-1,04
	Ukompensert	II	0,07	-0,09	0,78	-0,29
		III	0,03	-0,01	0,12	-0,06
		I	1,11	0,47	2,39	0,42
	Kompensert	II	0,09	-0,05	0,97	-0,17
		III	0,01	-0,02	0,05	-0,04
Gjennomsnittlig arbeidstid		I	2,23	-1,18	3,09	-2,33
	Ukompensert	II	0,16	-0,17	1,49	-0,57
		III	0,06	-0,01	0,19	-0,08
		I	4,15	0,88	5,68	0,68
	Kompensert	II	0,16	-0,17	1,77	-0,35
		III	0,02	-0,07	0,07	-0,15

Nummereringen i tabellen betyr: I = 10 prosent fattigste husholdningene

II = 80 prosent i midten av konsumfordelingen

III = 10 prosent rikeste husholdningene

Kilde: Aaberge, Dagsvik og Strøm (1995).

I tabell 1 har vi beregnet elastisiteter basert kun på strukturdelen av nyttefunksjonen, dvs. vi har neglisjert effekten av restleddet på tilpasningen. Videre sees det her bort fra restriksjonene på arbeidstid samt begrensning i jobbmuligheter, representert ved  $g_{1F}(h_F)$  og  $g_{1M}(h_M)$ . Parametrene  $\beta$  og  $\alpha_F$  er til nød sammenlignbare med parametrene i første-generasjonsopplegget. I andre-generasjonsopplegget finner vi, som i første-generasjonsopplegget, at estimatet på  $\beta$  har størrelsesorden 0,92-0,95, dvs. er nær én. Derimot er estimatet på  $\alpha_F$  lik ca. -1 i 1979/80 og ca. -2,2 i 1986/87, altså betydelig større enn estimatet vi fikk i første-generasjonsopplegget (-4,3). Dette er en av grunnene til at elastisitetene vi finner i tabell 1 er mye høyere (for kvinner) enn de tilsvarende elastisitetene vi fant i første-generasjonsopplegget. Lønnselastisiteten i 1986/87 for kvinner er vesentlig lavere enn elastisitetene i 1979/80 fordi estimatet på  $\alpha_F$  i 1979/80 er høyere enn i 1986/87,

samt at beregningene i 1986/87 er gjennomført for  $h_F = 1400$ , mens tilsvarende resultat ble beregnet for  $h_F = 1300$  i 1979/80.

I tabell 2 og 3 har vi beregnet det vi har kalt aggregat-elasticiteter. Med dette menes at vi har simulert endringen i jobbsannsynlighetene og arbeidstider for hvert ektepar som et resultat av 1 prosent timelønnsøkning og deretter tatt gjennomsnittet over utvalget. Disse elasticitetene måler altså gjennomsnittseffekten i utvalget av timelønnsendring, og tar hensyn både til effekten av restleddene samt restriksjonene på jobbmuligheter. For gifte kvinner ser vi at elasticiteten av jobbsannsynligheten m.h.p. timelønn er 0,83, som er en god del høyere enn det vi fant for første-generasjonsmodellen.<sup>12</sup> Med en yrkesprosent lik 70 finner vi fra (13), med  $\hat{k} = 1,55$ , at gjennomsnittselasticiteten i første-generasjonsmodellen m.h.p. marginal timelønn blir ca. 0,46. Tilsvarende er yrkesprosenten i 1986/87-utvalget ca. 82 prosent, hvilket impliserer en gjennomsnittselasticitet på ca. 0,28. Dette tallet er klart lavere enn den tilsvarende aggregatelasticiteten for 1986/87 gitt i tabell 2. Fra tabell 3 ser vi forøvrig at aggregatelasticitetene varierer sterkt m.h.p. husholdets disponible inntektsnivå, med svært høye nivåer for de 10 prosent med lavest inntekt til nivåer nær null for de 10 prosent rikeste i utvalget i 1979/80. Her er det imidlertid viktig å huske på at i en heterogen populasjon er gjennomsnittlig elasticitet ikke nødvendigvis det samme som aggregatelasticitet (elasticitet av gjennomsnittet). La oss forklare dette mer presist ved å bruke første-generasjonsmodellen som eksempel: Fra (13) får vi at gjennomsnittselasticiteten er lik

$$(39) \quad E\left\{\frac{\partial \log P}{\partial \log m}\right\} = E(1 - P)k,$$

der  $E$  betyr at gjennomsnitt tas over populasjonen m.h.p. de observerbare kjennetegn. Den korresponderende aggregatelasticiteten er derimot gitt ved

$$(40) \quad \frac{E\{P(1 - P)\}k}{EP}.$$

Uttrykket i (39) er gjennomsnittet av elasticitetene over populasjonen, mens (40) uttrykker elasticiteten av den gjennomsnittlige jobbsannsynlighet. Uttrykket (40) er et eksempel på det vi her har kalt *aggregatelasticitet*. Vi ser at det kun er i spesielle tilfeller at (39) og (40) blir like

I rapporteringen av empiriske resultater har vi her, som under første-generasjonsmodellen, nøydd oss med å rapportere timelønnselasticiteter. Imidlertid inneholder mange av de arbeidene vi har referert til ovenfor en rekke interessante politikkeksperimenter (slik som endringer i skatte- og fradragregler) og



fordelingskonsekvensene av disse. Dette gjelder både for modeller estimert på norske, svenske, franske, tyske og italienske data, se for eksempel Aaberge et al. (1989b), Aaberge, Dagsvik og Strøm (1990a,b, 1995), Aaberge et al. (1998, 2000). Det vil imidlertid føre for langt å diskutere disse her.

#### 4.5. Arbeidstilbud og barnepass

En betydelig fordel med den diskrete valg-tilnærmingen som ble benyttet under andre-generasjonsopplegget er at den med små modifikasjoner kan utvides til å analysere simultan tilpasning-og hjørneløsninger i flere markeder. I dette avsnittet skal vi se nærmere på modellering av arbeidstilbud og valg av barnepassalternativ, for kvinner med barn i førskolealder, gitt ektemannens tilpasning på arbeidsmarkedet. Modellen vi skal beskrive her er en versjon av opplegget til Kornstad og Thoresen (2002a). Siden vi i andre-generasjonsopplegget har formulert aktørens valgsituasjon som et problem der hun/han står overfor en mengde av tilgjengelige jobber ser vi at dette rammeverket lett kan utvides til valgmengder av alternativer som består av kombinasjoner av jobb- og barnepassalternativer. På samme måte som jobbene er karakterisert ved observerbare og uobserverbare attributter er også barnepassalternativene karakterisert ved attributter slik som kostnader og "kvalitet". Kvalitet er typisk uobserverbar, analogt til flere av jobb-attributtene. For enkelhets skyld antar vi nå at arbeidstiden knyttet til jobbene antar et endelig sett verdier, representert ved mengden  $\bar{H}$ .

La  $U(C, L, k, j)$  være nytten av konsum  $C$ , fritid  $L$ , jobb  $k$  og barnepassalternativ  $j$ . Anta at

$$(41) \quad U(C, L, k, j) = v(C, L) \varepsilon_{kj}$$

der  $\varepsilon_{kj}$  er et positivt stokastisk restledd som er uavhengig av strukturdelen  $v(C, L)$ . Restleddet  $\varepsilon_{kj}$  er ment å fange opp effektene av uobserverbare variable, gitt  $(C, L)$ . For enkelhets skyld antar vi her at aktøren bare står overfor én timelønn,  $W$ . La  $q_j(h)$  være kostnaden til barnepassalternativ  $j$ , gitt arbeidstid  $h$ . Kostnaden  $q_j(h)$  avhenger av arbeidstiden på grunn av at arbeidstidens lengde antas å være perfekt korrelert med tid som trengs til barnepass. Budsjettbetingelsene, gitt jobb  $k$  og barnepassalternativ  $j$ , er gitt ved

$$(42) \quad C = f(H_k W, q_j(H_k), I), \quad L = M - H_k$$

---

<sup>12</sup> I førstegenerasjonsopplegget var det bare 60 prosent i vårt utvalg som ikke var i arbeid. Dette skyldes at vi benyttet en annen definisjon på arbeidstilbud enn den vi brukte i senere analyser.

der  $f(x, y, I)$  er funksjonen som transformerer lønnsinntekt  $x$ , kostnaden til barnepass  $y$  og kvinnens arbeidsfrie inntekt  $I$  til disponibel inntekt. Ved innsetting av budsjettbetingelsen, får vi at nytten av jobb  $k$  og barnepassalternativ  $j$  kan skrives som

$$(43) \quad v\left(f\left(H_k W, q_j\left(H_k\right), I\right), M - H_k\right) \varepsilon_{kj}.$$

La

$$(44) \quad \kappa_j(h, W, I) = v\left(f\left(h w, q_j(h), I\right), M - h\right),$$

og la  $g_1(h)$  være gjennomsnittlig andel jobber med timetall  $h$  blant jobbene som er tilgjengelige for aktøren,  $\theta$  gjennomsnittlig antall tilgjengelige jobber og  $m_j(h)$  gjennomsnittlig antall tilgjengelige barnepassmuligheter av type  $j$ , varighet  $h$ . La videre  $\varphi_j(h; W, I)$  være sannsynligheten for at en kvinne med barn, jobber  $h$  timer og har valgt barnepassalternativ  $j$ . Med forutsetninger som er helt analoge til de som ble postulert under andre-generasjonsopplegget, får vi at

$$(45) \quad \varphi_j(h; W, I) = \frac{\theta \kappa_j(h; W, I) g_1(h) m_j(h)}{\kappa_0(0; 0, I) + \theta \sum_k \sum_{x>0} \kappa_k(x; W, I) g_1(x) m_k(x)}.$$

Videre er det forutsatt at kostnadsfunksjonen  $q_j(h)$  er kjent for forskeren. For  $(h = 0, j = 0)$  får vi tilsvarende uttrykk for sannsynlighetstettheten som i (45), men med telleren byttet ut med  $\kappa_0(0, W, I)$ .

Tilsvarende til de modellene vi har diskutert tidligere, er det betydelige identifikasjonsproblemer i denne modellen fordi en normalt ikke observerer  $m_j(h)$ , men det er, tilsvarende andre-generasjonsmodellen diskutert ovenfor, mulig å representere denne ved å utnytte observerbare kjennetegn ved markedene for barnepass som instrumenter. Identifikasjonen vil, i praksis, tilsvarende andre-generasjonsmodellen, i stor grad avhenge av antakelsene om funksjonsform. Kornstad og Thoresen (2002a) har gjort ytterligere forutsetninger som gir identifikasjon og de har estimert modellen på et utvalg av tverrsnittsdata, hentet fra SSBs kontantstøtteundersøkelse.

Modellen vi har skissert ovenfor gir mulighet til å studere effekten på tilpasningen av endringer i kostnadsfunksjonen,  $q_j(h)$ , og effekten av rasjonering i barnehagemarkedet via mulighetsfordelingen  $m_j(h)$ , i tillegg til endringer i timelønn og skattesystem. For å studere effekten av rasjonering trenger en å knytte  $m_j(h)$ , som representerer valgmengden for aktøren, til totalt antall plasser av type  $j$  og

arbeidstid  $h$ . En sentral anvendelse av dette metodiske rammeverket er en simulering av kontantstøttens virkning på yrkesdeltakelsen, se Håkonsen et al., (2001), samt Kornstad og Thoresen (2002a). Effektene av endringer på arbeidstilbud og inntektsfordeling, er identifisert ved at de simulerer tilpasninger med og uten kontantstøtte. Modellen er også benyttet til å predikere effekter på arbeidstilbud og etterspørsel etter ulike typer barnepass av andre aktuelle endringer i familiepolitikken, f.eks. et forslag om å redusere satsene i barnehagene, samt å fjerne køene etter barnehageplasser, jf. Kornstad og Thoresen (2002b). De simulerte arbeidstilbudselastisiteter, m.h.p. timelønn, inntekt og utgifter til barnepass, er relativt lave, sammenliknet med studier fra andre land (særlig gjelder dette utgifter til barnepass). Imidlertid er det også på dette feltet stor spredning i resultatene.

#### 4.6. Multi-sektormodell for arbeidstilbud

I andre-generasjonsopplegget diskutert ovenfor ble jobbtype i den empiriske utformingen av modellen behandlet som en latent valgvariabel. Modellrammen kan imidlertid uten vanskelighet tilpasses en situasjon der for eksempel jobbtype er representert ved sektor. Vi skal nå se nærmere på en empirisk modell for arbeidstilbud for gifte kvinner der de observerbare valgvariable er kvinners arbeidstid og valg mellom uobserverbare jobber i ulike observerbare sektorer. Dagsvik og Strøm (2003) har estimert en slik modell der sektorene er "privat" og "offentlig". Noen grunner til at en har valgt å fokusere på disse sektorene er at disse representerer en vesentlig karakterisering av arbeidsmarkedet. For eksempel er det for kvinner med høy utdanning forholdsvis flere tilgjengelige jobber i offentlig sektor enn i privat. Spredningen i timelønninger er typisk mindre i offentlig sektor samt at det i denne sektoren er større jobbsikkerhet enn i privat sektor.

Ektemannens tilpasning tas for gitt. La  $U(C, L, j, k)$  være kvinnens nytte av  $(C, L, j, k)$  der  $C$ ,  $L$ ,  $j$  og  $k$  representerer konsum, fritid, sektor og jobbtype. Nyttfunksjonen antas å ha formen

$$(46) \quad U(C, L, j, k) = v(C, L) \mu_j \varepsilon_j(k)$$

der  $v(\cdot)$  er en deterministisk funksjon, spesifisert som tidligere,  $\{\varepsilon_j(k)\}$  er stokastiske restledd som har egenskaper som er helt analoge til antakelsene under andre-generasjonsopplegget og  $\mu_j$  representerer gjennomsnittsprefransen for å jobbe i sektor  $j$  når konsum og fritid holdes fast. For enkelhets skyld antas det i denne fremstillingen at timelønnene innen hver sektor ikke varierer over jobber, og at mengden av mulige arbeidstider er endelig. Den estimerte modellen er imidlertid konsistent med jobb- og sektorspesifikke timelønner. Budsjettbetingelsene og restriksjonen på arbeidstidene er som ovenfor. La  $\varphi_j(h; w, I)$  være sannsynligheten for å jobbe  $h \in \bar{H}$  timer i sektor  $j$ ,

gitt timelønningene  $w = (w_1, w_2)$  i hver sektor. I den empiriske anvendelsen er  $\bar{H}$  antatt å være en mengde bestående av 8 mulige arbeidstider. Analogt til (24) blir

$$(47) \quad \varphi_j(h; w, I) = \frac{\theta_j \mu_j \psi(h; w_j, I) g_j(h)}{\psi(0; 0, I) + \sum_{r=1}^2 \sum_{x \in \bar{H}} \mu_r \theta_r \psi(x; w_r, I) g_r(x)}$$

der  $g_j(h)$  er gjennomsnittlig andel av tilgjengelige jobber som er i sektor  $j$  og har arbeidstid  $h$ ,  $\theta_j$  er gjennomsnittlig antall jobber i sektor  $j$  som er tilgjengelige. I tillegg er det antatt at timelønningene har formen  $w_j = \bar{w}_j \eta_j$ , der  $\log \bar{w}_j$  er en lineær funksjon i utdanningens lengde samt erfaring og erfaring kvadrert. Videre er  $\log v(C, L)$  gitt ved (31) der  $\beta_2$  er lineær i  $\ln(\text{alder})$  og  $\ln(\text{alder})$  kvadrert samt antall barn over og under 6 år. Variablene  $\eta_1$  og  $\eta_2$  er såkalte "random effects", som antas uavhengige av hverandre og lognormalt fordelte. Disse "random effects" er ment å representere uobserverbar heterogenitet i parametre i strukturdelen  $v(C, L)$ . For å ta hensyn til disse random-effektene må vi ta forventningen av (47) m.h.p.  $\eta_1$  og  $\eta_2$ . Dette kompliserer estimeringen av modellen.

Mulighetstetthetene  $g_j(h)$  antas å være uniforme bortsett fra pukler for deltids- og heltidsintervall.

Med disse forutsetningene kan modellen identifiseres bortsett fra at vi kun kan estimere produktet  $\theta_j \mu_j$ , men ikke skille  $\theta_j$  fra  $\mu_j$ . Bare hvis vi er villige til å anta at  $\mu_j = 1$ , dvs. at preferansene for sektor, i gjennomsnitt, er fullstendig forklart ved fritid og økonomiske faktorer, kan vi identifisere  $\theta_j$ . Imidlertid er det for mange formål ikke nødvendig å separere  $\theta_j$  fra  $\mu_j$ . Dette gjelder for eksempel dersom vi ønsker å simulere effekten av endringer i timelønninger og skatteregler. Modellen er estimert på grunnlag av et utvalg hentet fra LU-95 og IN-94, se Dagsvik og Strøm (2003).

I tabell 4 nedenfor rapporterer vi noen aggregatelasiteter (ukompensert) som følger fra modellen, hentet fra Dagsvik og Strøm (2003).

**Tabell 4. Aggregatelasititeter for to-sektor modellen**

		Jobb-sannsynlighet og arbeidstid	Lønnselasititeter		
			Off. sektor	Privat sektor	Begge sektorer
Jobb-sannsynlighet	Sysselsatt	0,92	0,15	0,15	0,26
	Sysselsatt, privat	0,48	1,47	-1,38	0,07
	Sysselsatt, off.	0,44	-1,32	1,82	0,47
Gjennomsnittlig arbeidstid, gitt jobb i sektor	Off. sektor	1585	0,32	0,03	0,35
	Privat sektor	1632	0,03	0,24	0,32
Gjennomsnittlig arbeidstid, gitt jobb		1607	0,18	0,20	0,34
Gjennomsnittlig arbeidstid		1480	0,33	0,35	0,61

Kilde: Dagsvik og Strøm (2003).

Resultatene i tabell 4 gjelder bare for vårt utvalg og kan ikke uten videre generaliseres til populasjonen fordi utvalget ikke er representativt.<sup>13</sup>

Vi legger merke til at elastisiteten for jobbsannsynligheten er 0,26 mens den var 0,37 for kvinner i ekteparmodellen estimert på data for 1986/87. En del av dette avviket skyldes at yrkesprosenten har økt samt at utvalgene har ulik grad av representativitet og muligens er noe ulike m.h.p. fordelingen av forklaringsvariablene. Blant annet var andelen gifte kvinner i utvalget fra 1994/95 som jobbet, 0,92, mens denne andelen var 0,82 i utvalget fra 1986/87. Videre må vi ta høyde for at modellene ikke er helt sammenlignbare fordi det i den sektorspesifikke modellen antas at ektemannens tilpasning er eksogent gitt.

#### 4.7. Dynamiske modeller

Et vesentlig spørsmål er om aktørene tilpasser konsum og fritid ved kun å ta hensyn til preferanser og rammebetingelser innen perioden, eller om tilpasningen skjer med en planleggingshorisont som strekker seg over flere perioder, og tillater sparing og gjeld såfremt visse "terminalbetingelser" er oppfylt. Det er nærliggende å forestille seg at et modellrammeverk som tillater aktørene å planlegge over flere perioder, der framtidige preferanser og rammebetingelser tas hensyn til, er mer realistisk enn et statisk opplegg. Spesielt gjelder det for tilpasning der varige goder, slik som bolig, spiller en

<sup>13</sup> Selv om utvalget ikke er representativt vil som kjent dette likevel ikke medføre skjevhet i parameterestimaten, såfremt modellen er korrekt spesifisert.

vesentlig rolle. Det er imidlertid et åpent spørsmål *hvor* lang planleggingshorisont aktørene har, og i hvilken grad statiske modeller representerer en brukbar tilnærming med henblikk på simulering av atferd.

I mange sammenhenger kan det være av interesse å predikere kortsiktige endringer i arbeidstilbudet, slik som overgang fra "heltid" til "deltid", eller fra "sysselsatt" til "ikke sysselsatt". En statisk modell kan benyttes til å simulere slike endringer (forutsatt at den gir en brukbar representasjon av atferden), men informasjonen i tverrsnittsdata er ikke tilstrekkelig til å tallfeste alle parametre som er relevante for denne typen simuleringer. Grunnen til at tverrsnittsdata ikke er nok for dette formålet er at uobserverbare variable i modellen kan være serie-korrelerte, og denne korrelasjonen vil ha betydning for intensiteten i overgangene mellom ulike arbeidstilbudstilstander. En trenger derfor paneldata for å identifisere denne korrelasjonen. Selv om den individuelle atferdsmodellen er statisk kan altså den aggregerte modellen være "dynamisk", i den forstand at det er korrelasjon mellom antall personer i bestemte arbeidsmarkedstilstander ved ulike perioder på grunn av mulig serie-korrelasjon i restleddene som representerer uobserverte variable i nyttefunksjonen.

I SSB har det også blitt arbeidet med livsløpsmodeller og statiske modeller med serie-korrelasjon i restleddene i nyttefunksjonen. Før vi går nærmere inn på det arbeidet som har vært gjort i SSB kan det være instruktivt å beskrive mer presist en typisk tilnærming til modellering av tilpasning over livsløpet enn det vi gjorde i avsnitt 2. I dette øyemed tar vi utgangspunkt i analysen til Heckman og MaCurdy (1980).

La

$$(48) \quad V = \sum_{t \geq 0}^T (1 + \rho)^{-t} (f_t(C_t) + g_t(L_t))$$

være aktørens (for eksempel en gift kvinnes) livstidsnytte, der  $\rho$  er en parameter som representerer tidsratepreferansene og  $f_t(C_t)$  og  $g_t(L_t)$  er strengt konkave funksjoner. Budsjettingens betingelser er gitt ved

$$(49) \quad \sum_{t \geq 0}^T (1 + r)^{-t} C_t \leq \sum_{t \geq 0}^T (1 + r)^{-t} h_t W_t + K, \quad L_t + h_t \leq M,$$

der  $r$  er renten og  $K$  representerer total arbeidsfri inntekt. Her er det underforstått at aktøren tilpasser seg under perfekt sikkerhet m.h.p. framtidige lønnsrater, rente og eventuell arbeidsfri inntekt. For enkelthets skyld ser vi her bort fra skatter. Fra (48) og (49) får vi at førsteordensbetingelsene er gitt ved

$$(50) \quad f'_t(C_t) = \left( \frac{1+\rho}{1+r} \right)^t \lambda$$

og

$$(51) \quad g'_t(L_t) \geq \left( \frac{1+\rho}{1+r} \right)^t \lambda W_t$$

der  $\lambda$  er den tilhørende Lagrange-multiplikator som kan tolkes som grensenytten av formue i første periode ( $t=0$ ). I (51) vil likhet gjelde når  $L_t < M$  (dvs.  $h_t > 0$ ), mens ulikheten gjelder for hjørneløsningen  $L_t = M$ . Likningene (50) og (51) impliserer at

$$(52) \quad W_t \leq \frac{g'_t(L_t)}{f'_t(C_t)} = \frac{g'_t(L_t)}{\lambda} \cdot \left( \frac{1+r}{1+\rho} \right)^t.$$

Siden  $\lambda$  ikke avhenger av  $t$  følger det videre fra (50) at

$$(53) \quad f'_t(C_t) = \frac{1+r}{1+\rho} f'_{t+1}(C_{t+1})$$

(Euler-betingelsen). Det kan vises at livsløpsmodellen ovenfor har egenskapene

$$\frac{\partial L_t}{\partial W_t} \leq 0 \text{ for konstant } \lambda,$$

$$\frac{\partial L_t}{\partial \lambda} < 0, \quad \frac{\partial C_t}{\partial \lambda} < 0, \quad \frac{\partial \lambda}{\partial W_t} \leq 0.$$

Disse ulikhetene er ikke avhengig av at  $U_t(C_t, L_t)$  er additivt separabel, men gjelder såfremt  $U_t$  er strengt konkav. Videre medfører disse ulikhetene at arbeidstiden avhenger positivt av timelønna over livsløpet.

Vi legger merke til at, bortsett fra skatt, likner (52) på betingelsen som følger fra den statiske modellen i første-generasjonsopplegget. Det er imidlertid viktige forskjeller: I (52) er  $C_t$  ikke lengre disponibel inntekt, men faktisk konsumutgift der sparing er trukket fra. Videre er det slik at når  $L_t = M$ , vil en i det statiske tilfelle ha at

$$(54) \quad W_t < \frac{g'_t(M)}{f'_t(L_t)}$$

der  $I_t$  er arbeidsfri inntekt, som er eksogen i perioden. I det dynamiske tilfellet derimot, vil ulikheten

$$(54) \quad W_t < \frac{g'_t(M)}{\lambda} \cdot \left( \frac{1+r}{1+\rho} \right)^t$$

gjelde. Dette kommer av at aktøren ikke bare tar hensyn til inntekten i den aktuelle periode, men tilpasser konsum og sparing i et livsløpsperspektiv der konsumprofilen bestemmes slik at (53) gjelder. Størrelsen  $\lambda$  er en funksjon av preferanser og lønnsrater i alle perioder, og det er generelt umulig å uttrykke  $\lambda$  på lukket form unntatt i spesialtilfeller. Imidlertid kan  $\ln \lambda$  estimeres som en "fixed effect" parameter dersom passende paneldata er tilgjengelige, jf. MaCurdy (1981).

Nærmere bestemt ser vi at vi ved å ta logaritmen på begge sider i (51) får en Tobit modell. Dersom for eksempel periodenytten antas å ha formen (1), slik som Heckman og MaCurdy (1980) gjør, får vi at

$$(56) \quad -\ln(M - h_t) = \max\left(0, tk + \frac{\ln \lambda}{1-\alpha} + \frac{\ln W_t}{1-\alpha} - \frac{\ln B_t}{1-\alpha}\right)$$

der  $k$  er en konstant med tolkningen

$$k = \frac{1}{1-\alpha} \ln\left(\frac{1+\rho}{1+r}\right).$$

I dette tilfelle er størrelsen  $1/(\alpha - 1)$  et mål på den intertemporære substitusjonselastisiteten av fritid m.h.p. timelønn. Dette er slik fordi  $\lambda$  er konstant over livsløpet for en gitt person.

La oss vende tilbake til den generelle situasjonen og betrakte ulike personer som står overfor ulike timelønnsprofiler. Siden  $\lambda$  avtar som funksjon av timelønn kan en ikke a priori fastslå totaleffekten på arbeidstilbudet av en timelønnsendring. Videre konstaterer vi at  $\lambda$  kun avhenger av lønnsratene i de periodene hvor personen arbeider. Dette følger av budsjettbetingelsen siden de leddene der arbeidstiden er null faller bort. La oss ytterligere belyse effekten av endringer i lønnsprofilen på to mål for arbeidstilbudet over livsløpet. La  $N_1$  være totalt antall timer tilbudt over livsløpet og  $N_2$  totalt antall perioder aktøren ønsker å arbeide. Betrakt følgende lønnsprofil: La  $t_1 < t_2$  være to tidspunkter og anta

$$W_t = \begin{cases} \omega_t & \text{for } 0 \leq t \leq t_1, t_2 \leq t \leq T \\ \omega_t + b & \text{for } t \in (t_1, t_2) \end{cases}$$

der  $\omega_t$  varierer med  $t$  og  $b$  er en konstant. Anta nå at aktøren ikke arbeider i intervallet  $(t_1, t_2)$ . Anta at  $b$  øker, men ikke så mye at aktøren ønsker å arbeide. Da vil denne økningen ikke påvirke  $\lambda$  og dermed



ikke påvirke arbeidstilbudet utenfor intervallet  $(t_1, t_2)$ . Dersom aktøren derimot arbeider i  $(t_1, t_2)$ , så vil en økning i  $b$  føre til en reduksjon i  $\lambda$ . Dermed vil reservasjonslønnen

$$\frac{g'_i(M)}{\lambda} \cdot \left( \frac{1+r}{1+\rho} \right)^t$$

øke utenfor intervallet  $(t_1, t_2)$ . Altså vil en timelønnsøkning innen  $(t_1, t_2)$  som ikke er stor nok til at aktøren ønsker å jobbe *ikke* påvirke  $N_1$  og  $N_2$ . Dersom imidlertid denne timelønnsøkningen er stor nok til at aktøren ønsker å arbeide i  $(t_1, t_2)$ , så vil reservasjonslønnen utenfor  $(t_1, t_2)$  gå ned og dermed føre til at  $N_2$  øker.

La oss se nærmere på de forsøkene som har vært gjort i SSB på å estimere livsløpsmodeller for arbeidstilbud. Dagsvik og Aaberge (1987) formulerer en livsløpsmodell for overganger mellom tilstandene "sysselsatt" og "ikke sysselsatt", basert på en livsløpsbetraktning og en empirisk utforming basert på en Markovkjedemodell for overganger som er diskutert i Dagsvik (1983). De tilgjengelige data innehold imidlertid ikke nok informasjon til at det lot seg gjøre å estimere denne modellen. Den ble derfor forenklet til en statisk variant og estimert som sådan. Dette arbeidet har ikke blitt fulgt opp senere.

Dagsvik (1987a) formulerer en livsløpsmodell basert på en generalisering av opplegget til MaCurdy (1981, 1983, 1985), slik som beskrevet ovenfor. Generaliseringen i Dagsvik (1987a) går ut på å la aktørens timelønn være avhengig av erfaring, der erfaring er en nærmere bestemt funksjon av arbeidstiden aktøren har arbeidet i tidligere perioder. Dette medfører at timelønna blir endogen i den forstand at framtidig lønn vil avhenge av hvor mye aktøren jobber i den aktuelle periode. Dessverre var ikke paneldata for timelønn tilgjengelig på det aktuelle tidspunkt slik at de empiriske resultatene som ble oppnådd er tvilsomme. Senere har heller ikke dette arbeidet vært fulgt opp.

Kornstad (1995) tar utgangspunkt i blant annet arbeidene til McCurdy, Blundell samt Attanasio og Browning nevnt ovenfor, og estimerer en modell for arbeidstilbud av samme type som diskutert ovenfor. Videre utvider han denne modellrammen ved å tillate en bestemt type ikke-separabilitet over tid. Som Kornstad (1995) diskuterer, er sannsynligvis datamaterialet for dårlig til at en kan stole på de empiriske resultatene som er oppnådd. I tillegg er parameterestimaten svært upresise.

Dagsvik, Kornstad og Wennemo (2002) estimerer en modell for overganger mellom 8 ulike arbeidstidstilstander, inkludert "ikke sysselsatt". Modellrammen er en generalisering av andre-

generasjonsopplegget basert på Dagsvik (2002), der generaliseringen består i å la restleddene være seriekorrelerte. Den kan til nød tolkes som såkalt "livsløpskonsistent". Med "livsløpskonsistent" menes det at modellen er konsistent med teorien om at husholdene tilpasser sysselsetting, arbeidstid og konsum samt sparing/gjeld i et livsløpsperspektiv, men hvor allokeringen av sparing/gjeld over livsløpet ikke modelleres. Data som er brukt til å estimere parameterne i modellen er basert på pannedelen i Inntekts- og formuesundersøkelsene fra 1986 til 1994. Timelønnselastisitetene som følger av den estimerte modellen er svært lave; av størrelsesorden 0,03-0,05. Dessverre viser modellen seg ikke å kunne reprodusere data for bruttostrømmer mellom ulike arbeidsmarkedstilstander så godt. Dette kan skyldes dårlige data og/eller restriktive forutsetninger om uobserverbar heterogenitet. Dette prosjektet arbeides det for tiden videre med.

#### 4.8. Tilbud om arbeid som selvstendig og lønnstaker

Ovenfor har vi diskutert hvordan en kan modellere tilpasningen på arbeidsmarkedet når det observeres hvilken sektor aktørene velger. Vi skal nå diskutere en spesiell situasjon med sektorvalg der aktøren kan velge mellom å jobbe i to sektorer, nemlig som lønnstaker (sektor 1) eller som selvstendig næringsdrivende (sektor 2), eventuelt ikke å jobbe. Grunnen til at denne situasjonen ikke kan behandles på samme måte som i avsnitt 4.6 er at aktørene i sektor 2 ikke står overfor en timelønn i markedet, men i stedet står overfor en produktfunksjon som representerer avkastningen som funksjon av størrelsen på relevante innsatsfaktorer.

##### 4.8.1. Modellvariant I

Vi skal nå beskrive et modellopplegg basert på marginale kriterier, som vi kaller Modellvariant I. I sektor 1 kan aktøren velge fra et sett av tilgjengelige jobber, mens arbeid i sektor 2 består kun av én "aktivitet". Det er også mulig å jobbe i begge sektorer samtidig. La  $U^*(C, \mathbf{h}, \tilde{h})$  være aktørens nytte av konsum  $C$ , arbeidstid som selvstendig  $\tilde{h}$  og arbeidstider  $\mathbf{h} = (h_1, h_2, \dots)$  som lønnstaker, der  $h_k$  er arbeidstiden i jobb  $k$  i sektor 1. La  $F(\tilde{h})$  være den betingede profittfunksjon gitt timeinnsats  $\tilde{h}$  i sektor 2. Anta at

$$(57) \quad U^*(C, \mathbf{h}, \tilde{h}) = U\left(C, \sum_k \frac{h_k}{b_k} + \tilde{h}\right)$$

der  $U$  er en funksjon som er kvasi-konkav, voksende i første argument og avtagende i andre,  $b_k$  er positive konstanter som er aktør-spesifikke. Nyttefunksjonens form betyr bl.a. at jobbene i sektor 1 er perfekte substitutter slik at tap av nytte ved å jobbe i en lite attraktiv jobb kan bli perfekt kompensert ved en passende reduksjon i arbeidstid.

La  $W_k$  være lønnsraten i jobb  $k$  og la  $B$  være mengden av tilgjengelige jobber (for aktøren).

Budsjettbetingelsene er gitt ved

$$(58) \quad C = \sum_{k \in B} h_k W_k + F(\tilde{h}) + I$$

og

$$h_k \geq 0, \tilde{h} \geq 0, \tilde{h} + \sum_{k \in B} h_k \leq M,$$

der  $I$  er arbeidsfri inntekt.

La

$$(59) \quad \tilde{W} = \max_{k \in B} (W_k b_k)$$

og

$$(60) \quad W_R = -\frac{U_2(I, 0)}{U_1(I, 0)}.$$

Størrelsen  $W_k b_k$  er timelønn justert for betydningen av ikke-pekuniære aspekter, representert ved  $b_k$ .

Variabelen  $\tilde{W}$  er den største "kvalitetsjusterte" timelønn aktøren kan oppnå i sektor 1. Størrelsen  $W_R$  er en reservaslønn. Aktørens atferd kan nå karakteriseres på følgende måte: Dersom

$$(61) \quad W_R > \max(F'(0), \tilde{W})$$

vil aktøren ikke jobbe. Dersom

$$(62) \quad F'(0) > \tilde{W} > \max(F'(M), W_R)$$

vil aktøren jobbe i begge sektorer. Dersom

$$(63) \quad \tilde{W} > \max(W_R, F'(0))$$

vil aktøren bare jobbe i sektor 1. Dersom

$$(64) \quad F'(0) > W_R > \tilde{W} \quad \text{eller} \quad F'(M) > \tilde{W} > W_R$$

vil aktøren jobbe kun i sektor 2. Tolkningen av relasjonene ovenfor er relativt åpenbar.

I Arneberg, Dagsvik og Jia (2002) er den teoretiske formuleringen ovenfor benyttet til å utvikle en korresponderende empirisk modell for valg av sektor. Blant annet er det, under passende forutsetninger om spesifikasjoner og restleddsfordelinger, utledet eksplisitte sannsynligheter for å jobbe i begge sektorer, samt bare å jobbe enten som lønnstaker eller som selvstendig. Her er altså sektorene ikke nødvendigvis gjensidig utelukkende alternativer, slik standard økonometrisk modelloppsett for diskrete valg forutsetter. De avledede valgsannsynlighetene har form som generaliserte logitmodeller i den forstand at det tas hensyn til at to alternativer (jobbe som lønnstaker og som selvstendig) kan velges samtidig. Analogt til andre-generasjonsmodellen diskutert ovenfor representeres antall jobbmuligheter aktørene står overfor i den empiriske modellen. Denne empiriske modellrammen er benyttet til analyse av kvinners arbeidstilbud i Eritrea på grunnlag av mikrodata innsamlet av FAFO, se Arneberg, Dagsvik og Jia (2002).

#### **4.8.2. Modellvariant II**

Modellvariant II, som vi skal skissere nedenfor, er basert på en modifikasjon av andre-generasjonsopplegget. I multisektormodellen diskutert i avsnitt 4.6 ble det antatt at de aktuelle sektorene var lønnstakersektorer. Vi skal nå indikere kort hvordan dette opplegget kan modifiseres til tilfellet der én av sektorene består av selvstendig næringsdrivende. For enkelhets skyld betrakter vi tilfellet med to sektorer, slik som i avsnitt 3.8.1.

I sektor 2 tenker vi oss at i motsetning til jobb-type, som er relevant for sektor 1, er det mer naturlig å benevne alternativene "aktiviteter". En aktivitet i sektor 2 identifiserer en bestemt produksjonsteknologi, representert ved en teknologispesifikk indeks (attributt). Til denne produksjonsteknologien trengs en teknologispesifikk timeinnsats. Ideen er altså at vi tenker oss at aktøren "deler opp" de ulike produksjonsprosessene innen sektor 2 i aktiviteter som krever ulikt produksjonsutstyr og gitte arbeidsinnsatser.

La oss indeksere alle kombinasjonene av jobber i sektor 1 og aktiviteter i sektor 2 med  $r = 1, 2, \dots$ . La  $U(C, L, r) = v(C, L) \varepsilon_r$  være nytten av konsum  $C$ , fritid  $L$  og kombinasjonspakke  $r$  av jobb i sektor 1 og aktivitet i sektor 2, inkludert de respektive "hjørneløsninger" med jobb i bare én sektor. Som i avsnitt 4.6 representerer  $\varepsilon_r$  uobserverbare faktorer som påvirker preferansene. Til kombinasjon  $r$  er det knyttet attributtvektor  $(H_r, \tilde{H}_r, W_r, T_r, \varepsilon_r)$  der  $H_r$  og  $\tilde{H}_r$  er de respektive arbeidstidene i sektor 1 og sektor 2,  $W_r$  er timelønn i sektor 1 og  $T_r$  karakteriserer produksjonsteknologien i sektor 2. Tilsvarende antakelsene i avsnitt 4.6 antas det at  $(H_r, W_r, \tilde{H}_r, T_r, \varepsilon_r)$  er *gitte* for en gitt kombinasjon  $r$ . De økonomiske budsjettbetingelsene er gitte ved

$$(65) \quad C = f(H_r, W_r, Y_r)$$

der  $Y_r$  er profitt fra sektor 2, gitt kombinasjonspakke  $r$  og  $f(\cdot)$  er, som ovenfor, funksjonen som transformerer inntektene  $H_r, W_r$  og  $Y_r$  til inntekt etter skatt. Profitten  $Y_r$  er knyttet til teknologi og arbeidsinnsats i sektor 2 via relasjonen

$$(66) \quad Y_r = F(\tilde{H}_r)T_r$$

der  $F(\tilde{h})$  er en funksjon som gir profitt ved timeinnsats  $\tilde{h}$ , pr. "teknologi-enhet". Selv om teknologiindeksen  $T_r$  ikke er observerbar vil relasjonen (66) knytte  $T_r$  til de observerbare størrelsene  $(\tilde{H}_r, Y_r)$ .

Dermed innser vi at vi kan benytte samme type formalisme som i avsnitt 4.6 til å uttrykke fordelingen til aktørens valg av tilpasning. Anta videre at attributtene  $\{(H_k, W_k)\}$  er fordelt uavhengig av  $\{(\tilde{H}_r, T_r)\}$  og videre at  $\tilde{H}_r$  er uniformt fordelt, uavhengig av  $\{T_r\}$ . Ut fra forutsetningene som er skisserte ovenfor er det nå mulig å utlede uttrykk for aktørens realiserte arbeidstider, timelønn og profitt, på tilsvarende måte som vi har diskutert i avsnitt 4.6.

Modellrammen som er beskrevet ovenfor har blitt benyttet til empirisk analyse av mikrodata fra Peru (innsamlet av Verdensbanken), se Dagsvik og Aaberge (1991a,b), Aaberge og Dagsvik (1991).

Vi konstaterer at modellvariant II er mer generell enn modellvariant I i og med at jobbene ikke trenger å være perfekte substitutter. Videre tillater denne modellvarianten at ikke-konvekse budsjettsett kan håndteres enkelt. Dersom en kun er opptatt av å analysere aktørenes valg av sektor, og ikke tilpasning av arbeidstid, er modellvariant I enklere enn variant II.

#### 4.9. Utvikling av tredje-generasjons modellopplegg

Modellrammen som er utviklet under andre-generasjonsopplegget (og for hvilke "prototypen" forelå ca. 1988) gir, som vi har poengtert ovenfor, nye muligheter for økonomisk empirisk analyse under ikke-standard budsjett- og kvantumsrestriksjoner. Men når nye momenter innføres i en modell, oppstår det gjerne også nye problemer og utfordringer. Som vi har drøftet ovenfor, er det i andre-generasjonsopplegget lagt ned mye arbeid i å begrunne representasjonen av preferansene til aktørene på tilbudsiden, men det sies lite om hvordan lønninger og valgmengder bestemmes i markedet. Av spesiell interesse er det å klarlegge hvordan mulighetsintensiteten, representert ved  $\{\theta g(h, w)\}$ , bestemmes og avhenger av fordelingen av tilbydernes preferanser og bedriftenes produktfunksjoner. Videre er det viktig å redefinere hva vi skal mene med tilbud, etterspørsel og likevekt i et slikt marked

hvor det ikke kun er "kvantum", representert ved fritid og konsum, som betyr noe. I hva vi vil kalle tredje-generasjons modellopplegg er ambisjonen nettopp å avklare tilbudsbegrepet og å generalisere andre-generasjonsopplegget slik at det blir konsistent med en tolkning der jobbmulighetene bestemmes endogent, dvs., som et resultat av markedstilpasningen. Videre er ambisjonen å avlede strukturrelasjoner som bestemmer mulighetsintensitetene  $\{\theta g(h, w)\}$  i likevekt.

Utgangspunktet i tredje-generasjons modellopplegg er at arbeidsmarkedet kan betraktes som et marked der "matching" spiller en sentral rolle, tilsvarende til ekteskapsmarkedet. Tilbydere har preferanser over jobbattributter og søker etter en passende jobb/arbeidsgiver for å oppnå en passende "match". Tilsvarende har bedrifter preferanser over type arbeidere (type kvalifikasjoner) og søker også å finne arbeidere som gir god match. Vi skal nå beskrive tilbuds- og etterspørselsfunksjoner i et slikt marked. For å forenkle, antar vi at hver bedrift tilbyr kun én jobb og at arbeidere og bedrifter, a priori, er i stand til å rangere alle potensielle "partnere" i markedet. Siden vi skal benytte et stokastisk rammeverk, er det hensiktsmessig å operere med probabilistiske tilbuds- og etterspørselsfunksjoner. Med stokastisk rammeverk mener vi at nyttefunksjonene til aktørene i markedet inneholder stokastiske restledd for å kunne representere uobserverbar heterogenitet i preferanser, samt begrenset rasjonalitet. Analogt til andre-generasjonsmodellen tas det her ikke eksplisitt hensyn til eventuell "rasjonell" usikkerhet hos aktøren i den forstand at han beregner forventet nytte m.h.p. eventuelle variable som er usikre for han. Vi definerer en arbeiders (tilbyder) tilbudsansynlighet som sannsynligheten for at arbeideren skal foretrekke å jobbe i en bestemt bedrift, gitt en bestemt valgmengde av bedrifter med tilhørende arbeidstider, timelønner og andre attributter. Tilsvarende definerer vi etterspørselsansynligheten til en bedrift som sannsynligheten for at han skal foretrekke en bestemt arbeider, gitt mengden av tilgjengelige arbeidere med gitte karakteristika (kvalifikasjoner). Som vi ser blir tilbud og etterspørsel mye mer komplisert enn i det vanlige opplegget siden vi her må betinge med hensyn både på valgmengder og kontraktsbetingelser. I arbeidsmarkedsammenheng har Crawford og Knoer (1981), samt Roth og Sotomayor (1990), betraktet likevekt i slike markeder. I stedet for å bruke begrepet "likevekt", vil vi her følge Roth og Sotomayor og benytte begrepet *stabil matching*. Med *matching* mener vi et sett av par av tilbydere og bedrifter som har blitt matchet ifølge en eller annen regel, inkludert eventuelle "single" bedrifter og tilbydere. Først vil vi definere et hjelpebegrep; nemlig *blokkering*. En matching sies å være *blokkert* dersom minst én aktør (tilbyder eller bedrift) ønsker å være singel i stedet for å være engasjert i den aktuelle match. Et par av aktører (tilbyder og bedrift) som ikke er matchet til hverandre men ønsker å bli matchet til hverandre (under den aktuelle meny av kontrakter), sies å *blokkere* matchingen. En matching er *stabil* (i likevekt) dersom den ikke er blokkert av noen individuelle - eller par av aktører. I Roth og Sotomayor (1990) er det beskrevet en konkret matcheprosedyre (Deferred-acceptance algorithm), som gir en stabil matching. Denne skal vi komme

tilbake til nedenfor. Ambisjonen i tredje-generasjonsopplegget er å videreutvikle andre-generasjonsopplegget slik at det blir konsistent med likevektsbegrepet beskrevet her (stabil matching), og videre oppnå å bestemme hvordan mulighetsintensiteten ( $\theta g(h, w)$ ) bestemmes i likevekt (stabil matching). Her er det underforstått at kontraktsbetingelser (arbeidstid og timelønn) bestemmes som en del av konkurransen i matchemarkedet, der en kan inkludere eventuelle eksogent bestemte institusjonelle, eller fagforeningsbestemte restriksjoner på arbeidstid og timelønn i ulike typer jobber. I Dagsvik (2000a) er det beskrevet og diskutert en bestemt tilnærming som representerer en utvidelse til tredje-generasjons modellramme. Vi skal kort beskrive noen trekk ved denne modellrammen. Vi tar her utgangspunkt i en forenklet beskrivelse av valgsituasjonen og preferansene sammenliknet med andre-generasjonsopplegget. Spesielt antar vi at mulige arbeidstider og timelønner bare kan anta et endelig antall verdier.

Vi antar nå at det er  $M_j$  bedrifter av observerbar type  $j$  og  $N_i$  tilbydere av observerbar type  $i$ . En *kontrakt* er definert som en bestemt kombinasjon av arbeidstid og timelønn. Det er videre gitt en meny av *kontrakter*  $\bar{K}$ , der  $\bar{K}$  er settet av mulige kombinasjoner av arbeidstider og timelønn. Vi antar at  $\bar{K}$  er endelig, dvs. at bedrifter og arbeidere a priori bare kan velge blant et endelig antall kontrakter. La  $U_{ij}^{sd}(h, w)$  være nytten til tilbyder  $s$  av type  $i$  av å oppnå en match med bedrift  $d$  av type  $j$  under kontrakt  $(h, w)$ . La  $U_{i0}^s$  være nytten av ikke å jobbe. Vi antar at

$$(67) \quad U_{ij}^{sd}(h, w) = a_{ij}(h, w) \varepsilon_{ij}^{sd}(h, w), \quad (h, w) \in \bar{K}, \quad U_{i0}^s = a_i(0) \varepsilon_{i0}^s$$

der  $a_{ij}(h, w)$  og  $a_i(0)$  er positive deterministiske funksjoner og  $\{\varepsilon_{ij}^{sd}(h, w)\}, \{\varepsilon_{i0}^s\}$  er positive stokastiske restledd som alle er uavhengige og identisk fordelte med fordeling

$$(68) \quad P(\varepsilon_{ij}^{sd}(h, w) \leq y) = P(\varepsilon_{i0}^s \leq y) = \exp(-1/y),$$

for  $y > 0$ ,  $(h, w) \in \bar{K}$ . I samsvar med andre-generasjonsmodellen har  $a_{ij}(h, w)$  formen

$$a_{ij}(h, w) = v_{ij}(f(hw, I), M - h), \quad \text{der } v_{ij}(C, L) \text{ er voksende i } C \text{ og } L, \text{ jf. (20).}$$

Det kan vises at forutsetningene ovenfor er ekvivalente med forutsetningene om preferansene som ble gjort under andre-generasjonsopplegget, dvs. (68) er konsistent med IIA. Forutsetningene vi gjør om

etterspørselssiden er helt analoge: La  $V_{ji}^{ds}(h, w)$  være nytten til bedrift  $d$  av type  $j$  av å ansette tilbyder  $s$  av type  $i$  til kontrakt  $(h, w)$ . Med "nytte" kan det her forstås profitt. La  $V_{j0}^d$  være bedriftens "nytte" av vakanse. Videre antar vi at

$$(69) \quad V_{ji}^{ds}(h, w) = b_{ji}(h, w)\eta_{ji}^{ds}(h, w), \quad (h, w) \in \bar{K}, \quad V_{j0}^d = b_j(0)\eta_{j0}^d$$

der  $b_{ji}(h, w)$  er en positiv deterministisk funksjon og  $\{\eta_{ji}^{ds}(h, w)\}, \{\eta_{j0}^d\}$  er positive stokastiske restledd som alle er uavhengige og har samme fordeling som i (68). I (69) har vi altså tillatt at bedriften kan ha positiv nytte av vakanser. Som spesialtilfelle kan  $b_j(0) = 0$ , dvs. at det er ingen nytte av vakanser. La  $\varphi_{ij}(h, w)$  være sannsynligheten for at en tilbyder av type  $i$  skal jobbe i en bedrift av type  $j$  til kontrakt  $(h, w)$ . I Dagsvik (2000a) er det vist at

$$(70) \quad \varphi_{ij}(h, w) = \frac{a_{ij}(h, w)m_{ij}(h, w)}{a_i(0) + \sum_k \sum_{(x,y) \in \bar{K}} a_{ik}(x, y)m_{ik}(x, y)}.$$

Her har størrelsen  $m_{ij}(h, w)$  tilsvarende tolkning som  $\theta g(h, w)$  under andre-generasjonsopplegget, dvs. at  $m_{ij}(h, w)$  er antall jobber av type  $j$  og med kontrakt  $(h, w)$  som er tilgjengelig for en tilbyder av type  $i$ , under likevekt, dvs. når matchingen er stabil. Sannsynligheten for at en arbeider av type  $i$  ikke skal jobbe får vi ved å erstatte telleren i (70) med  $a_i(0)$ . Tilsvarende andre-generasjonsopplegget kan vi definere

$$(71) \quad \theta_{ij} = \sum_{(x,y) \in \bar{K}} m_{ij}(x, y)$$

og

$$(72) \quad g_{ij}(h, w) = \frac{m_{ij}(h, w)}{\theta_{ij}}.$$

Tolkningen av  $\theta_{ij}$  og  $g_{ij}(h, w)$  blir da helt analoge til mulighetsintensiteten under andre-generasjonsmodellen. Tilsvarende  $g(h, w)$  i avsnitt 4.3.1, vil  $g_{ij}(h, w)$  ha tolkning som gjennomsnittlig andel av tilgjengelige jobber av type  $j$  og likevekts-kontrakt  $(h, w)$  som er tilgjengelig for en tilbyder av type  $i$ . Vi legger merke til at dersom det bare er én type bedrifter (én sektor) reduseres (70) til

$$(73) \quad \varphi_{i1}(h, w) = \frac{a_{i1}(h, w)m_{i1}(h, w)}{a_i(0) + \sum_{(x,y) \in \bar{K}} a_{i1}(x, y)m_{i1}(x, y)},$$

hvilket er en diskret versjon av (22). Dagsvik (2000a) viser at  $m_{ij}(h, w)$  kan uttrykkes som



$$(74) \quad m_{ij}(h, w) = b_{ji}(h, w)Q_j$$

der  $Q_j$  er forventet antall vakanser i sektor  $j$  under stabil matching. Dette er en viktig karakterisering fordi den viser at interaksjonen i markedet, under stabil matching, kan representeres ved  $\{Q_j\}$ .

Variablene  $\{Q_j\}$  er altså "instrumentvariable" i den forstand at de representerer avhengigheten mellom tilbydere og etterspørrere under likevekt.<sup>14</sup> Dagsvik (2000a) utleder relasjoner som bestemmer  $\{Q_j\}$  éntydig, som funksjon av strukturdelen i nyttefunksjonene og antall tilbydere og bedrifter av hver type, gitt antall bedrifter av hver type. Én måte å bestemme antallet av hver type bedrifter på er å anta at under stabile matchinger er gjennomsnittsprifitten lik null i hvert sektor. Legg merke til at vi får som spesialtilfelle den sektorspesifikke fordelingen av timelønninger i likevekt, slik at vi kan simulere hvordan denne endrer seg når skatte- og avgiftsregler endres. Videre kan en simulere effekten på sektorspesifikk sysselsetting av ulike politikktiltak.

Hittil har vi ikke konkretisert hva som presist menes med valgmengdene til aktørene. I dette øyemed skal vi gi et eksempel på en algoritme som gir en stabil matching, nemlig Deferred acceptance algoritmen som ble nevnt overfor.<sup>15</sup> Som nevnt, antas arbeidere og bedrifter å kunne rangere potensielle partnere i markedet. Verken tilbydere eller etterspørrere har noen informasjon om sine sjanser hos de potensielle partnere. Det er ingen søke-kostnader. Matcheprosessen foregår i flere trinn: Det er bare én av partene som gir tilbud. Anta at det er arbeiderne. I første trinn gir alle arbeider et tilbud til sin favorittbedrift. Hver bedrift aviser arbeidere som ikke er akseptable for bedriften, og hver bedrift som mottar mer enn ett tilbud avviser alle bortsett fra det mest attraktive tilbudet. Alle tilbydere som ikke blir avvist blir engasjert inntil neste trinn. I neste trinn gir alle tilbydere som ble avvist i første trinn et tilbud til nr. to på tilbydernes rangeringsliste, og samme prosedyre gjentas. Hvis en bedrift som har engasjert en tilbyder i trinn én får et bedre tilbud i trinn to, opphører engasjementet fra trinn én. Spillet fortsetter helt til ingen tilbud blir avvist. Grunnen til at denne prosedyren gir stabilitet (likevekt) går som følger: Anta at arbeider  $s$  og bedrift  $d$  ikke er matchet med hverandre, men  $s$  foretrekker  $d$  foran sin egen partner. I så fall må  $d$  være akseptabel for tilbyder  $s$ , hvilket betyr at  $s$  må ha gitt et tilbud til  $d$  før han ga et tilbud til sin aktuelle partner. Siden  $s$  ikke var matchet til  $d$  når matcheprosedyren stoppet, må  $d$  ha avvist  $s$  og foretrukket en annen partner. Derfor må  $d$  være

---

<sup>14</sup> Dette er på en måte analogt til standardoppsettet for livsløpsmodeller, der som kjent Eulerbetingelsen medfører at sammenbindingen mellom allokeringene av konsum og sparing i de enkelte periodene kan representeres ved grensenytten av formue. Det er imidlertid en viktig forskjell på grensenytten av formue og de sektorspesifikke vakansene, nemlig at vakansene, i motsetning til grensenyttene, er *observerbare*.

<sup>15</sup> Denne algoritmen brukes faktisk på arbeidsmarkedet for turnuskandidater og sykehus i England og USA til å fordele kandidater på sykehus.

matchet til en arbeider som  $d$  finner like bra eller bedre enn  $s$ , hvilket betyr at  $s$  og  $d$  ikke blokkerer matchingen. Siden matchingen ikke er blokkert av noen aktør eller noe par av aktører må den være stabil, ifølge vår definisjon. Denne prosedyren utvides til å gjelde vår situasjon hvor det er en endelig "meny" av kontraktbetingelser, der arbeidere og bedrifter antas å ha preferanser over alle kombinasjoner av bedrifter og kontrakter. Tilbudene består av en kombinasjon av tilbydere og kontrakter, dvs. en arbeider tilbyr seg selv kombinert med en kontrakt fra menyen, og tilpasningsprosessen foregår helt analogt til ovenfor inntil siste trinn, hvor ingen tilbud blir avvist. Engasjementene i siste trinn blir dermed de endelige.

En interessant egenskap ved denne matcheprosedyren er at den hjelper oss å konkretisere hvordan vi skal oppfatte valgmengdene, i hvert fall gjelder det denne type prosedyrer. Vi ser at hver aktør *ikke trenger å kjenne valgmengden ex ante*. Den er noe som avsløres gradvis gjennom spillets gang. Det er først i siste trinn at aktørenes valgmengder er "avslørte". For en arbeider (når arbeiderne er de som gir bud) består den av (eller er ekvivalent med) alle bedriftene som ikke har avvist han. For en bedrift består valgmengden av alle tilbudene han har fått i løpet av spillet.

Relasjonene overfor er aggregerte i den forstand at de bare forutsetter informasjon om arbeidere og bedrifter av hver type, mens de tillater at både arbeidere og bedrifter innen hver type kan være heterogene. De er heller ikke avhengige av den konkrete prosedyren som matcher arbeidere og bedrifter, såfremt prosedyren gir stabil matching. De er derfor et godt utgangspunkt for å spesifisere empiriske markedsmodeller. De vil også kunne benyttes som utgangspunkt til å modellere makro tidsserier. Hittil har imidlertid dette rammeverket ikke blitt benyttet i empiriske analyser.

## **5. Forskning i andre miljøer, debatt og anvendelser**

Ovenfor har vi referert til en rekke politikk-simuleringer som er utført basert på norske data, samt data fra andre land. Typiske simuleringer er effekten av endringer i lønnsatser og skattesystem med hensyn til totalt arbeidstilbud og inntektsfordeling. Det vil føre for langt å gå nærmere inn på disse i dette notatet og vi henviser derfor til publikasjonene der disse dokumenteres. For en beskrivelse av noen simuleringer, se f.eks. Dagsvik et al. (1988b), Aaberge, Dagsvik og Strøm (1995), og Aaberge et al. (1998).

I noen andre forskingsmiljøer drives det prosjekter basert på varianter av andre-generasjonsopplegget ovenfor. Frischsenteret har benyttet dynamiske varianter av denne modellrammen til å analysere individers og husholdningers beslutning m.h.p. pensjonstidspunkt, jf. Hernæs et al. (2002).

Frischsenteret har for øvrig fokusert mye på analyse av arbeidsledighet, men som nevnt innledningsvis, har vi valgt ikke å drøfte dette temaet i denne artikkelen.

Varianter av andre-generasjonsmodellen har vært benyttet til å analysere tilbuds- og fordelings effekter som et resultat av den svenske skattereformen i 1988, på oppdrag av det svenske finansdepartementet. Det har videre vært omfattende debatter i pressen og i skandinaviske tidsskrifter om tilbuds- og fordelings effekter av skattereformer, blant annet basert på denne modellrammen; jf. Ljones og Strøm (1987), Aaberge et al. (1989a), Aaberge, Strøm og Wennemo (1989b), Aaberge, Dagsvik og Strøm (1990c,d), Blomquist (1990a,b), Flood og Klevmarken (1990), Sødersten (1990), Schwarz (1990), Strøm og Aaberge (1997, 1998), Røed (1997), Cappelen og Svendsen (1998), Røed og Strøm (2002). (En rekke avisinnlegg i norske og svenske aviser er ikke referert til her).

Endelig vil jeg nevne mindre, isolerte prosjekter innen feltet arbeidstilbud og sysselsetting som har blitt utført som samarbeidsprosjekter med Boyan Jovanovic, New York University, og som er dokumentert i Dagsvik, Jovanovic og Shepard (1985), og Dagsvik og Jovanovic (1994).

## 6. Svakheter ved de empiriske analysene

I dette avsnittet skal jeg peke på noen svakheter og utfordringer ved de ulike empiriske modelleringsendringene vi har diskutert overfor.

### Måling av arbeidstid og timelønn:

#### *Metode I:*

Måling av yrkesdeltaking og arbeidstid er problematisk. I flere av analysene som er utført er arbeidstiden beregnet på følgende måte: La  $LI$  være kvinnens arbeidsinntekt slik den er registrert i Inntekts- og formuesundersøkelsen (IN). Siden IN er basert på opplysninger fra selvangivelsen er det grunn til å anta at lønnsinntekten er målt ganske nøyaktig. I Levekårsundersøkelsen (LU)-som har overlappende utvalg med IN, er det stilt spørsmål som kan benyttes til å beregne timelønn,  $W$ . Spørsmålet er omtrent som følger. "Omtrent hvor mye har De vanligvis i lønn for arbeidet i Deres hovedyrke pr. time eller pr. måned? Oppgi lønnen før skatt når andre fradrag er trukket fra og ta med eventuell overtidsbetaling." Dette spørsmålet stilles bare til de som oppgir at de var sysselsatte som lønnstakere i undersøkelsesuken. Arbeidstiden beregnes deretter som  $h = LI/W$ . I første-generasjonsopplegget, og i de første arbeidene i andre-generasjonsopplegget, ble LU-80 og IN-79 benyttet. I Dagsvik et al. (1986) ble det sett nærmere på betydningen av målefeil i dette opplegget. Der ble det pekt på en del grunner til at vi kan få overestimert nivået på arbeidstiden ved denne metoden.

Betrakt for eksempel den delen av utvalget som oppgir månedslønn,  $MW$ . I Dagsvik et al. (1986) fant vi at blant de som var sysselsatte på heltid i 1979 og månedslønte, var det 26 prosent som hadde  $(LI - 12MW)/LI > 0,1$ , dvs. at det relative avvik mellom å måle årsinntekt ved henholdsvis  $LI$  og  $12MW$  er større enn 10 prosent for denne gruppen. Dette forhold representerer altså et betydelig måleproblem. Videre fant vi at denne måten å måle observert arbeidstid på ga maksimum arbeidstid lik 5086 timer i året (basert på LU-80 og IN-79).

#### *Metode II:*

LU inneholder også spørsmål om arbeidstid som kan benyttes til å måle arbeidstiden direkte. For de som har inntektsgivende arbeid blir følgende spørsmål stilt: "Hvor mange timer pr. uke arbeider du vanligvis i alt i ditt hovedyrke? Regn også med betalte overtidstimer og ekstraarbeid hjemme i forbindelse med dette arbeide". Til de som har et bi-yrke blir tilsvarende spørsmål stilt. Timelønnen blir deretter beregnet ved å dele lønnsinntekten på summen av arbeidstidene i hovedyrke og bi-yrke multiplisert med antall uker i året (fratrukket ferie) (48). En svakhet ved denne måten å måle arbeidstid og timelønn på er at den kan blir unøyaktig for de som har sesongarbeid, eller varierende arbeidstid over året. I tillegg utgjør naturligvis uregelmessig overtidsarbeid et problem. (I flere andre datasett som er benyttet til arbeidsmarkedsanalyser i andre land har en også informasjon om antall uker arbeidet i året.)

En grunn til at en med metode I kan overestimerer arbeidstiden for en del personer kan være at den bare er basert på den timelønna personen har i hovedyrke, og som kan være betydelig lavere enn timelønna i bi-yrket. I metode II derimot, er arbeidstid i bi-yrke tatt med. I Dagsvik og Strøm (2002, 2003) har en valgt å benytte arbeidstid og timelønn slik den observeres/beregnes ved metode II. I Aaberge, Dagsvik og Strøm (1995) ble derimot metode I benyttet.

#### **Spesifisering av mulighetsfordelingene:**

I de empiriske analysene basert på andre-generasjonsopplegget ble mulighetsfordelingene  $g_F(h_F, w_F)$  og  $g_M(h_M, w_M)$  formulert på en ad hoc måte. I tredje-generasjonsopplegget diskuterte vi hvordan mulighetsfordelingen kunne spesifiseres som funksjon av de underliggende profitt- eller produktfunksjonene til bedriftene. Det gjenstår imidlertid å gi en empirisk utforming av tredje-generasjonstilnærmingen.

#### **Uobserverbar heterogenitet:**

Selv med parametriske modeller står forskeren overfor et fundamentalt identifikasjonsproblem i og med at han, som nevnt ovenfor, som regel bare har én observasjon ved hvert tidspunkt. I praksis

"løses" dette problemet som regel ved at en antar at etter at passende observerbare person-karakteristika er kontrollert for er populasjonen homogen. Mye tyder på at det bare i unntakstilfeller er mulig å kontrollere for heterogenitet på denne metoden. De typiske variablene som er benyttet til å kontrollere for observerbar heterogenitet i våre analyser er alder, utdanningslengde, antall store og små barn samt arbeidsfri inntekt. Disse variablene er sannsynligvis ikke tilstrekkelige til å kontrollere for heterogeniteten i populasjonen. Selv om det teknisk sett er mulig, er det problematisk å kontrollere for uobserverbar heterogenitet dersom kun rene tverrsnittsdata benyttes. Det er følgelig ønskelig å benytte paneldata, fordi paneldata inneholder informasjon om individets *faktiske* endringer i arbeidstilbudet. Informasjon om individets faktiske endringer i tilpasningen er viktige fordi en da har et bedre grunnlag for identifisere i hvilken grad latente og observerbare faktorer har betydning for atferden. I mer generelle formuleringer tillates det at noen modell-parametre kan være såkalte "fixed effects". Konvensjonelle paneldatasett er imidlertid for begrenset til at en fullt ut kan estimere individspesifikke modell-parametre. Her er imidlertid såkalte intervju-undersøkelser av typen "Stated preference" (SP) interessante. Slike spørreundersøkelser har vært benyttet i stor utstrekning av psykologer og først blitt tatt i bruk i senere år innen økonomiprofesjonen.<sup>16</sup> Det kan videre være ønskelig å kombinere konvensjonelle paneldata med SP-data.

Et eksempel på uobserverbar heterogenitet er følgende: I data observeres en tilnærmet kontinuerlig fordeling av arbeidstider. Dette betyr ikke nødvendigvis at alle aktørene har muligheten til å velge blant jobber med alle mulige arbeidstider. Kanskje er det for noen personer bare aktuelt å velge blant heltidsjobber. Tilsvarende gjelder for de individspesifikke timelønnsfordelingene aktørene står overfor.

### **Livsløpsanalyser:**

De metodiske utfordringene en står overfor i empirisk analyse av livsløpsatferd er svært krevende. Det gjenstår antakelig mye forskning før en praktisk tilnærming til modellering av intertemporær atferd ser dagens lys. I internasjonal litteratur som omhandler livsløpsanalyser er for eksempel varige goder enten holdt utenfor eller behandlet temmelig lettvtint. For eksempel er det grunn til å anta at prisene på et varig gode som "bolig" betyr mye for arbeidsmarkedstilpasningen. Det å inkludere varige goder i empiriske livsløpsmodeller er imidlertid svært krevende metodisk. Videre er det også problematisk å skaffe mikrodata som egner seg for denne type analyser. Det er blant annet ikke opplagt hvordan for eksempel boligkonsum og sparing skal måles. Heterogenitetsproblemene synes også å være overveldende i og med at et gode som "bolig" (og boligpriser) kan variere sterkt både med hensyn til lokalisering og type.

---

<sup>16</sup> I følge Bjerkholt (1995), fotnote 35, s. xliii, Vol. I, hevdet Frisch at "intervjumetoden" er den eneste mulige måte å oppnå brukbare data for strukturell analyse.

## 7. Avsluttende bemerkninger

I denne artikkelen har jeg gitt en oversikt over den mikrobaserte forskningen som har foregått i deler av Forskningsavdelingen i SSB. Hovedvekten har vært lagt på å formidle de sentrale teoretiske og metodiske strategiene som har vært fulgt. Noen av de empiriske resultatene har også blitt presentert. For ikke å sprengre formatet for denne artikkelen, har jeg valgt å henvise leseren til originalpublikasjonene for en mer utfyllende oversikt over de empiriske resultatene, inkludert en lang rekke relevante simuleringer av reformer og politikktiltak.

I artikkelen har jeg pekt på at deler av den forskningsstrategien som har blitt fulgt, på en del punkter skiller seg fra angrepsmåtene som er vanlige i litteraturen. Dette går blant annet på : (i) En mer realistisk og eksplisitt representasjon av valgbetingelsene aktørene står overfor under tilpasningen i arbeidsmarkedet enn i tradisjonelle tilnærminger. Spesielt har det blitt forsøkt å ta hensyn til at tilbyderne har preferanser over karakteristika knyttet til jobber. (ii) Et første skritt i retning av å etablere en *teoretisk* begrunnelse for empirisk spesifisering av funksjonsform og restleddsfordelinger i atferdsmodellene.

Jeg har videre forsøkt å vise at en del av de utfordringer som forskeren står overfor i analyse av atferd på arbeidsmarkedet, blir enklere å ta hensyn til med de alternative tilnærminger som skisseres ovenfor, enn ved bruk av mer konvensjonelle tilnærminger. Dette gjelder ikke minst simulering av skattereformer som bl. a. kan omfatte endringer i fradragsregler og andre forhold som medfører ikke-standard restriksjoner på valgmengdene aktørene står overfor. Fra et teoretisk perspektiv er imidlertid analytisk bekvemmelighet av underordnet interesse. Det avgjørende må være i hvilken grad modellrelasjonene er i stand til å gi en god representasjon av aktørenes tilpasning i arbeidsmarkedet under de aktuelle rammebetingelser. Det er etter min mening en vesentlig svakhet ved den konvensjonelle empiriske forskningstradisjonen at den i stor grad er basert på kvantitative spesifiseringer (funksjonsform og restleddsegenskaper) med svakt teoretisk fundament, og det er et stort spørsmål hvor langt en kan komme med denne strategien. I litteraturen synes det så langt klart at de empiriske resultatene som er oppnådd er sprikende og dermed vanskelig å tolke. Selv om jeg i dette notatet har argumentert for et alternativt ideal, er det på kort sikt for krevende å gjennomføre denne alternative forskningsstrategien fullt ut. Av grunner jeg har vært inne på ovenfor, skyldes dette mangler og svakheter både ved teori og data. Tilsvarende situasjonen i den internasjonale litteraturen, er det også en del sprik i våre empiriske resultater, og det er ikke helt klart hva dette skyldes.

I arbeidet med mikrobaserte tilbudsanalyser har vi i Forskningsavdelingen i SSB i hovedsak basert oss på et teknisk krevende modellrammeverk. Som nevnt skyldes dette vårt ønske om å ta eksplisitt

hensyn til en del forhold ved tilpasningen på arbeidsmarkedet som typisk neglisjeres i konvensjonelle analyser. Siden dette rammeverket er komplisert, er det ikke opplagt hvordan relasjonene skal integreres i større modellsystemer, slik som for eksempel andre mikro- og makrobaserte modeller i Forskningsavdelingen i SSB. En slik integrering; blant annet etablering av aggregerte relasjoner, er interessant for flere typer anvendte analyser. Et slikt arbeid krever koordinert innsats og samarbeid mellom mange grupper. Så langt har det imidlertid ikke vært tilstrekkelig interesse for å få dette til i praksis.

Selv om forskning på arbeidstilbud i SSB har resultert i en rekke publikasjoner i velrenomerte tidsskrift, tror jeg det er riktig å si at mange forskere er avventende til vår type tilnærming. Det kan være flere grunner til dette: En grunn er den naturlige konservatisme i faget; det tar lang tid å endre rådende oppfatninger av hvordan problemer skal gripes an. Noen kan dessuten være uenige i at vårt alternativ representerer et framskritt. En annen grunn kan være at noen av tilnærmingene jeg har beskrevet ovenfor, teknisk sett er kompliserte, og krever investering og trening i en type økonometrisk modellering som er uvant for mange. En tredje mulig grunn er at vi som har arbeidet med prosjektene ikke har vært profesjonelle nok i vår formidling av idéene og resultatene til ulike typer publikum. En fjerde grunn kan være at de empiriske resultatene så langt ikke fullt ut er overbevisende. Det må innrømmes, som diskutert i avsnitt 6, at det gjenstår mye arbeid med etablering av bedre datagrunnlag, empirisk spesifisering og estimering før vi gjøre oss håp om å oppnå robuste resultater. Som vi har pekt på flere ganger er vi imidlertid her i godt selskap med forskere i andre miljøer, jf. sitatet vi innledet denne artikkelen med.

## Vedlegg

I dette vedlegget gis en kort beskrive postulatene som gir en aksiomatisering av den multidimensjonale homogene Poisson prosessen. (Karlin, 1966).

For å beskrive disse la  $A$  være en undermengde i  $\Omega$  og la  $N(A)$  være antall punkter (tripler) i Poisson prosessen som ligger i  $A$ . Postulatene er som følger: (i) Det er en positiv sannsynlighet (mindre enn én) for at det ikke finnes punkter fra Poisson prosessen innen  $A$ . (ii) Den stokastiske variabelen  $N(A)$  har en fordeling som avhenger av  $A$  bare via forventet antall punkter  $EN(A)$ , i  $A$ , med den egenskapen at dersom  $EN(A)$  nærmer seg null så vil også  $P(N(A) \geq 1)$  nærme seg null. (iii) Dersom  $A_1$  og  $A_2$  er to disjunkte undermengder i  $\Omega$  så er  $N(A_1)$  og  $N(A_2)$  uavhengige. Videre er

$N(A_1 \cup A_2) = N(A_1) + N(A_2)$ . (iv) Når  $EN(A)$  nærmer seg null så vil  $P(N(A) \geq 1)/P(N(A) = 1)$  nærme seg én. Tolkningen av disse postulatene er opplagte: Postulat (ii) sier at i det homogene tilfellet (dvs. når punktene er spredt jevnt over  $\Omega$ ) så vil  $N(A)$  ikke avhenge av hvordan mengden  $A$  "ser ut", men bare avhenge av "volumet" til  $A$ . I det generelle ikke-homogene tilfellet (som vi skal basere oss på) vil  $N(A)$  i tillegg avhenge av hvor  $A$  er lokalisert i  $\Omega$ . Postulat (iii) sier at punktene i prosessen er uavhengige og tilfeldig spredt i  $\Omega$ . Postulat (iv) sier at når det forventede antallet  $EN(A)$  er nær null vil sannsynligheten for at det skal finnes et punkt i  $A$  gå mot null.



## Publisering i SSB

Aaberge, R., Dagsvik, J.K., O. Ljones, S. Strøm og T. Wennemo (1989a): Skatt, arbeidstilbud og inntektsfordeling. *Nordiska skattevetenskapliga forskningsrådets skriftserie*. NSFS 22, Allmenna Förlaget, Göteborg.

Aaberge, R., S. Strøm og T. Wennemo (1989b): Skatt, arbeidstilbud og inntektsfordeling i Sverige. Bilaga 2 i del IV av *Reformerad inkomstbeskatning*. SOU 1989:33

Aaberge, R., J. K. Dagsvik and S. Strøm (1990a): Labor supply, income distribution and excess burden of personal income taxation in Sweden. DP no.53, Statistisk sentralbyrå.

Aaberge, R., J. K. Dagsvik and S. Strøm (1990b): Labor supply, income distribution and excess burden of personal income taxation in Norway. DP no. 54, Statistisk sentralbyrå.

Aaberge, R., J. K. Dagsvik og S. Strøm (1990c): Skatt og arbeidstilbud i Sverige. *Ekonomisk debatt* 1/90, 51-55.

Aaberge, R., J. K. Dagsvik og S. Strøm (1990d): Skatt og arbeidstilbud i Sverige-avsluttende kommentarer til innleggene fra Blomquist, Sødersten, Schwartz og Flood & Klevmarken. *Ekonomisk debatt* 3/90, 271-274.

Aaberge, R., and J. K. Dagsvik (1991): Inequality in distribution of hours of work and consumption in Peru. DP no.59, Statistisk sentralbyrå.

Aaberge, R., J. K. Dagsvik and S. Strøm (1995): Labor supply responses and welfare analysis of tax reforms. *Scandinavian Journal of Economics*, **97**, 635-659.

Aaberge, R., U. Colombino and S. Strøm (1999): Labor supply in Italy: An empirical analysis of joint household decisions, with taxes and quantity constraints. *Journal of Applied Econometrics*, **14**, 403-422.

Aaberge, R., U. Colombino og S. Strøm and T. Wennemo (1998): Evaluating alternative tax reforms in Italy with a model of joint labor supply of married couples. *Structural Change and Economic Dynamics*, **9**, 415-433.

Aaberge, R., U. Colombino og S. Strøm and T. Wennemo (2000): Labor supply responses and welfare effects from replacing current tax rules by a flat tax: Empirical evidences from Italy, Norway and Sweden. *Journal of Population Economics*, **13**, 595-621.

Arneberg, M., J.K. Dagsvik, and Z. Jia (2002): Labor market modeling recognizing latent job attributes and opportunity constraints. An empirical analysis of labor market behavior of Eritrean women. DP no. 331, Statistisk sentralbyrå.

Bjerkholt, O. (1995): Introduction: Ragnar Frisch, the originator of Econometrics. In O. Bjerkholt (ed.): *Foundation of Modern Econometrics. The Selected Essays of Ragnar Frisch*. Edward Elgar, Aldershot, UK.

Cappelen, Å., og I. Svendsen (1998): Arbeidstilbudet-hvor mye er det å hente? *Sosialøkonomen*, **52**, no.5, 24-33.

Dagsvik, J.K. (1980): A dynamic model for qualitative choice behaviour. Rapport 80/11, Statistisk sentralbyrå.

- Dagsvik, J.K. (1983): Discrete dynamic choice: An extension of the choice models of Thurstone and Luce. *Journal of Mathematical Psychology*, **27**, 1-43.
- Dagsvik, J. K., B. Jovanovic and A. Shepard (1985): A foundation for three popular assumptions in job-matching models. *Labor Economics*, **3**, 403-420.
- Dagsvik, J.K., O. Ljones, S. Strøm, og R. Aaberge (1986): Gifte kvinners arbeidstilbud, skatter og fordelingsvirkninger. Rapporter 86/14, Statistisk sentralbyrå.
- Dagsvik, J.K. (1987a): Econometric analysis of labor supply in a life cycle context with uncertainty. DP no.21, Statistisk sentralbyrå.
- Dagsvik, J.K. (1987b): A modification of Heckman's two stage estimation procedure that is applicable when the budget set is convex. DP no.28, Statistisk sentralbyrå.
- Dagsvik, J.K., and R. Aaberge (1987): Stochastic properties and functional forms of life cycle models for transitions into and out of employment. DP no.24, Statistisk sentralbyrå.
- Dagsvik, J.K., O. Ljones, S. Strøm and T. Wennemo (1988a): The impact on labour supply of a shorter workday: A micro-econometric discrete/continuous choice approach. In Hart (eds.): *Employment, unemployment and labor utilization*. Unwin Hyman, Boston.
- Dagsvik, J.K., O. Ljones, S. Strøm, T. Wennemo og R. Aaberge (1988b): Arbeidstilbud, skatt og inntektsfordeling (Labor supply, taxes and income distribution). I Torp (red.): *Når godene skal deles*. ad Notam, Oslo.
- Dagsvik, J. K., F. Laisney, S. Strøm and J. Østervold (1988c): Female labour supply and the tax benefit system of France. *Annales d'Economie et de Statistique*, **11**, 5-40.
- Dagsvik, J. K., I.A.K. Andersson, S. Strøm and T. Wennemo (1988d): Non-convex budget set, hours restrictions and labor supply in Sweden. DP no. 33, Statistisk sentralbyrå.
- Dagsvik, J.K. and S. Strøm (1988e): A labor supply model for married couples with non-convex budget sets and latent rationing. DP no. 36, Statistisk sentralbyrå.
- Dagsvik, J.K., and R. Aaberge (1991a): Household production, time allocation and welfare in Peru. In Herz and Khandker (eds.): *Women's work, education and family welfare in Peru*. World Bank Discussion Papers, no. 116.
- Dagsvik, J.K., and R. Aaberge (1991b): Household production, consumption and time allocation in Peru. DP no.58, Statistisk sentralbyrå.
- Dagsvik, J.K., and S.Strøm(1992): Labor supply with non-convex budget sets, hours restriction and non-pecuniary job-attributes. DP no.76, Statistisk sentralbyrå (Manus, revised version, 1994).
- Dagsvik, J. K. and S. Strøm (1994): Labor supply with non-convex budget sets, hours restrictions and non-pecuniary job-attributes. Manus, 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., and B. Jovanovic (1994): Was the great depression a low-level equilibrium? *European Economic Review*, **38**, 1711-1730.
- Dagsvik, J.K., and S. Strøm (1997): A framework for labor supply analysis in the presence of complicated budget restrictions and qualitative opportunity aspects. Memorandum no. 22/97, Økonomisk institutt, UiO. (Revidert versjon, 1999).
- Dagsvik, J. K. (2000a): Aggregation in matching markets. *International Economic Review*, **41**, 27-57.
- Dagsvik, J. K. (2000b): Probabilistic models for qualitative choice behavior. Documents no. 2000/1, Statistisk Sentralbyrå.
- Dagsvik, J. K., T. Kornstad and T. Wennemo (2002): A life cycle consistent model for labor market behavior with latent job attributes and serially correlated preferences. Manus, foreløpig og ufullstendig versjon, Statistisk sentralbyrå.
- Dagsvik, J.K. (2002): Discrete choice in continuous time: Implications of an intertemporal version of the IIA property. *Econometrica*, **70**, 817-831.
- Dagsvik, J. K. and S. Strøm (2002): Analyzing labor supply behavior with latent job opportunity sets and institutional choice constraints. Working Paper, no. 15/2002, International Center for Economic Research, Torino.
- Dagsvik, J. K. and S. Strøm (2003): Analyzing labor supply behavior with latent job opportunity sets and institutional choice constraints. DP no. 344, Statistics Norway. (Dette DP oppdaterer Dagsvik og Strøm, 2002, i og med at datasettet er utvidet og dermed er estimatene mer presise).
- Dagsvik, J. K., S. Strøm and Z. Jia (2003): A Stochastic model for the utility of income. Kommer som DP, Statistisk sentralbyrå.
- Holst, K. (1986): En logitmodell for analyse av gifte kvinners arbeidstilbud. Interne notater, 86/23, Statistisk sentralbyrå.
- Holst, K., S. Strøm, G. Wagenhals and J. Østervold (1988): Female labor supply and taxes in the Federal Republic of Germany. Memorandum no. 5, Økonomisk Institutt, UiO.
- Håkonsen, L., T. Kornstad, K. Løyland og T. O. Thoresen (2001): Kontantstøtten - effekter på arbeidstilbud og inntektsfordeling. Rapporter 2001/5, Statistisk sentralbyrå.
- Kornstad, T. (1995): Empirical life cycle models of labour supply and consumption. *Sosiale og økonomiske studier*, no. 91, Statistisk sentralbyrå.
- Kornstad, T. and T.O. Thoresen (2002a): A discrete choice model for labor supply and child care. DP no. 315, Statistisk sentralbyrå.
- Kornstad, T. and T.O. Thoresen (2002b): Labor supply stimulating policies. Skatteforum, Seminar om skatteøkonomi, Rapport 68, NFR.
- Kornstad, T., and T.O. Thoresen (2003): Means-testing the child benefit. Kommer i *Review of Income and Wealth*.
- Ljones, O. (1979): Kvinners yrkesdeltaking i Norge. *Sosiale og økonomiske studier*, nr. 39, Statistisk sentralbyrå.

Ljones, O. og S. Strøm (1987): Tilbud av arbeid i Sverige. Bilaga 15 till Långtidsutredningen, 1987, Finansdepartementet i Sverige.

Strøm, S. og R. Aaberge (1997): Om flate skatter. *Sosialøkonomen*, **51**, no.9/10, 18-20.

Strøm, S. og R. Aaberge (1998): Virkninger på arbeidstilbud og velferd av flat skatt. *Sosialøkonomen*, **52**, no.9, 29-37.

## Referanser til generell litteratur

Altonji, J.G. and C.H. Paxson (1988): Labor supply preferences, hours constraints and hours-wage trade-offs. *Journal of Labor Economics*, **6**, 254-276.

Attanasio, O.P., and M. Browning (1995): Consumption over the life cycle and over the business cycle. *The American Economic Review*, **85**, 1118-1137.

Ben-Akiva, M., and T. Watanatada (1981): Application of a continuous spacial choice logit model. In C. F. Manski and D. McFadden (eds.), *Structural Analysis of Discrete Data*. MIT Press, Cambridge.

Ben-Akiva, M., N. Litinas and K. Tsunokawa (1985): Spatial choice: The continuous logit-model and distribution of trips and urban densities. *Transportation Research A*, **19A**, 119-154.

Blomquist, S. (1990): Till Hausmanmetodens försvar. Svar til Aaberge, Dagsvik och Strøm. *Ekonomisk debatt*, 1/90, 55-62.

Blomquist, S. (1990): Arbetsutbudet enn en gång. Svar till Flood och Klevmarken. *Ekonomisk debatt*, 3/90, 275-281.

Blundell, R. (1987): Econometric approaches to the specification of life-cycle labour supply and commodity demand behaviour, *Econometric Reviews*, **5**, 103-165.

Blundell, R., A. Duncan, and C. Meghir (1998): Estimating labor supply responses using tax reforms. *Econometrica*, **66**, 827-861.

Blundell, R. and T. MaCurdy (1999): Labor supply: A review of alternative approaches. In O. Ashenfelter and D. Card (eds.): *Handbook of Labor Economics*, Vol. **3**, 1559-1695.

Blundell, R. (2001): James Heckman's contributions to economics and econometrics. *Scandinavian Journal of Economics*, **103**, 191-203.

Crawford, V. P., and E. M. Knoer (1981): Job matching with heterogeneous firms and workers. *Econometrica*, **49**, 437-450.

Dickens, W. and S. Lundberg (1993): Hours restrictions and labor supply. *International Economic Review*, **34**, 169-191.

Falmagne, J. C. (1985): *Elements of Psychophysical Theory*. Oxford University Press, New York.

Flood, L. og A. Klevmarken (1990): Arbetsutbudet: forskning på väg. Kommentarer til Aaberge, Dagsvik och Strøm och till Blomquist. *Ekonomisk debatt*, 1/90, 67-72.

Frisch, R. (1926): Kvantitativ formulering av den teoretiske økonomikks lover. *Statsøkonomisk Tidsskrift*, **40**, 299-334.

- Gescheider, G. A. (1997): *Psychophysics, the fundamentals*. L. Erlbaum associates, Publishers, London.
- Greene, W.H. (1993): *Econometric Analysis*. Prentice-Hall Inc. Englewood Cliffs, New Jersey.
- Haavelmo, T. (1943): The statistical implications of a system of simultaneous equations. *Econometrica*, **11**, 1-12.
- Haavelmo, T. (1944): The probability approach to econometrics. *Econometrica*, **11**, Supplement.
- Hausman, J. A. (1981): Labor supply. In H. Aaron and J. Pechman (eds.), *How Taxes Affect Behavior*. Brookings Institution, Washington D.C.
- Hausman, J. A. (1985): The econometrics of non-linear budget sets. *Econometrica*, **53**, 1255-1282.
- Heckman, J.J. (1974): Shadow prices, market wages and labor supply. *Econometrica*, **42**, 679-694.
- Heckman, J.J. (1979): Sample selection as a specification error. *Econometrica*, **47**, 153-162.
- Heckman, J.J. and T.E. MaCurdy (1980): A life cycle model of female labour supply. *Review of Economic Studies*, **47**, 47-74.
- Heckman, J.J. (1981): Heterogeneity and state dependence. In S. Rosen (eds.), *Studies in Labor Markets*. University of Chicago Press, Chicago.
- Hernæs, E., K. Røed og S. Strøm (2002): Yrkesdeltakelse, pensjoneringsatferd og økonomiske insentiver, Rapport 4/2002, Frischsenteret, UiO.
- Ilmakunnas, S. and 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 and A. van Soest (1990): Quantity rationing and concavity in a flexible household labor supply model. *The Review of Economics and Statistics*, **62**, 55-62.
- Karlin, S. (1966): *A First Course in Stochastic Processes*. Academic Press, New York.
- Killingsworth, M.R. (1983): *Labor Supply*. Cambridge University Press, New York.
- Killingsworth, M.R. and J.J. Heckman (1986): Female labor supply: A survey. In O. Ashenfelter and L. Layard (eds.): *Handbook of Labor Economics*, Vol. **1**, 104-204.
- Luce, R. D. (1959): *Individual Choice Behavior*. Wiley, New York
- MaCurdy, T.E. (1981): An empirical model of labor supply in a life-cycle setting. *Journal of Political Economy*, **89**, 1059-1084.
- MaCurdy, T.E. (1983): A simple scheme for estimating an intertemporal model labor supply and consumption in the presence of taxes and uncertainty. *International Economic Review*, **24**, 265-289.
- MaCurdy, T.E. (1985): Interpreting empirical models of labor supply in an intertemporal framework with uncertainty. In J.J. Heckman and B. Singer (eds.): *Longitudinal Analysis of Labor Market data*. Econometric Society Monographs, Cambridge University Press.

- McFadden, D. (1978): Modelling the choice of residential location. In A. Karlquist, L. Lundquist, F. Snickars and J.J. Weibull (eds.): *Spatial Interaction Theory and Planning Models*. North Holland, Amsterdam.
- McFadden, D. (1984): Econometric analysis of qualitative response models. In Z. Griliches and M. D. Intriligator (eds.), *Handbook of Econometrics*, Vol. 3, 1395-1457.
- Mroz, T.A. (1987): The sensitivity of an empirical model of married women's hours of work to economic and statistical assumptions. *Econometrica*, **55**, 765-800.
- Rosen, H. S. (1979): Taxes in a labor supply model with joint wage-hours determination. *Econometrica*, **44**, 485-508.
- Roth, A. E., and M.A.O. Sotomayor (1990): *Two-Sided Matching*. Cambridge University Press, New York.
- Røed, K. (1997): Flat skatt, effektivitet og arbeidsledighet. *Sosialøkonomen*, **51**, no.9/10, 2-10.
- Røed, K. and S. Strøm (2002): Progressive taxes and the labour market: Is the trade-off between equality and efficiency inevitable? *Journal of Economic Surveys*, **6**, 77-110.
- Schwarz, B. (1990): Arbetstid och anställningstid. Svar til Aaberge, Dagsvik och Strøm. *Ekonomisk debatt*, 1/90, 63-64.
- Stevens, S.S. (1975): *Psychophysics: Introduction to its Perceptual Neural, and Social Prospects*. J. Wiley, New York.
- Strøm, S., and G. Wagenhals (1991): Female labour supply in the Federal Republic. *Jahrbucher fur Nationalökonomie und Statistik*. **208**, 575-595.
- Sødersten, B. (1990): Omöjligt att isolera effekterna. Svar til Aaberge, Dagsvik och Strøm. *Ekonomisk debatt*, 1/90, 65-66.
- van Soest, A. (1994): Structural models of family labor supply. A discrete approach. *The Journal of Human Resources*, **30**, 63-88.
- Wales, T. J., and A. D. Woodland (1979): Labor supply and progressive taxes. *Review of Economic Studies*, **46**, 83-95.

## De sist utgitte publikasjonene i serien Notater

- 2003/74 K.H. Grini: Lønnsstatistikk privat sektor 1997-2001. Dokumentasjon av utvalg og beregning av vektorer. 36s.
- 2003/75 A.H. Foss: Grafisk revisjon av nøkkeltallene i KOSTRA. 16s.
- 2003/76 K. Hansen: Ideelle organisasjoner i nasjonalregnskapet. 30s.
- 2003/77 E.E. Eibak: Undersøking om foreldrebetaling i barnehagar, august 2003. 46s.
- 2003/78 A.H. Foss: Kvaliteten i husholdningsdelen i Folke- og boligtellingsen 2001. 31s.
- 2003/79 O. Villund: Yrke i Arbeidstakerregisteret. 31s.
- 2003/80 O. Villund: Partiell frafall av yrkesdata i Arbeidstakerregisteret. 18s.
- 2003/81 J.H. Wang: Frafall i konjunkturbarometeret. 45s.
- 2003/82 P. Holmen og K.Lorentzen: Dokumentasjon av etableringen av UT - populasjonen - konsentrasjon om store enheter og stabilitet over tid. 49s.
- 2003/83 T.H. Christensen: Boligprisindeksen. Datagrunnlag og beregningsmetode. 20s.
- 2003/84 G. Dahl: Enslige forsørgere med overgangsstønad. Økonomisk situasjon etter avsluttet stønad. 74s.
- 2003/85 T.M. Normann: Omnibusundersøkelsen august/september 2003. Dokumentasjonsrapport. 36s.
- 2003/86 T. Eika og T. Skjerpen: Hvitevarer 2004. Modell og prognose. 19s.
- 2003/87 S. Blom og B. Lie: Holdningen til innvandrere og innvandring. Spørsmål i SSBs omnibus i august/september 2003. 58s.
- 2003/88 A. Holmøy: Undersøkelse om livsløp, aldring og generasjon (LAG). Dokumentasjonsrapport. 135s.
- 2003/89 Ø. Kleven og E. Wedde: Medieundersøkelsen 2002. Dokumentasjonsrapport. 43s.
- 2003/90 S. Derakhshanfar, S. Lien og C. Nordseth: FD - Trygd. Dokumentasjonsrapport. Barnetrygd. 1996-2002. 44s.
- 2003/91 J. Larsson og K. Telle: Dokumentasjon av DEED . En database over bedriftspesifikke miljødata og økonomiske data for forurensende norske industribedrifter. 16s.
- 2003/92 J.I. Hamre: Undersøkelsen om legemeldt sykefravær. Dokumentasjon av utvalgsplan, trekking og rullering for 2003. 37s.
- 2004/1 A.G. Pedersen: Sammenligning av manuell og automatisert metode ved koding av dødsårsak. 22s.
- 2004/2 T.M. Köber: Registerbasert sysselsettingsstatistikk for helse og sosialhjelp. 42s.
- 2004/3 T. Dypbukt: Tilpasningseffekter av utbytteskatten i 2000/2001. 38s.
- 2004/4 A.H. Foss: Kvaliteten i arbeidsmarkedsdelen i Folke- og boligtellingsen 2001. 42s.
- 2004/5 L.C. Zhang: Domene-estimering i lønnsstatistikk. 14s.
- 2004/6 J. Kjelvik: Del I: Kommunenes utgifter til primærlegetjenesten 2002. Del II: Organisering av legevaktjenesten. 52s.
- 2004/7 K. Olsen: Forsystem for ikke-finansielle foretak i nasjonalregnskapet, dokumentasjon av teknisk drift. 29s.
- 2004/8 K. Olsen: Database for de institusjonelle sektorene i nasjonalregnskapet, dokumentasjon av teknisk drift. 24s.
- 2004/9 K. Olsen: Forsystem for finansielle foretak i nasjonalregnskapet, dokumentasjon av teknisk drift. 30s.