

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

John K. Dagsvik ^A

Sammendrag

Artikkelen gir en oversikt over den mikrobaserte arbeidstilbudsforskningen som har foregått i Forskningsavdelingen i SSB. Hovedvekten er lagt på å formidle de sentrale teoretiske og metodiske strategier som har vært fulgt. Tidlige analyser tok utgangspunkt i den tradisjonelle tilnærmingen til analyse av arbeidstilbud. I denne tilnærmingen antas det at personer eller husholdninger bestemmer arbeidstilbudet ved å avveie fritid mot konsum uten andre restriksjoner på tilpasningen enn de som følger fra den økonomiske budsjettbetingelsen samt at fritid pluss arbeidstid høyst kan være lik total tid tilgjengelig. De etterfølgende analysene avviker fra denne tilnærmingen ved at de er basert på et rammeverk for empirisk modellering som tillater en mer realistisk og eksplisitt representasjon av preferanser og valgbetingelser aktørene står overfor enn i tradisjonelle tilnærminger. Spesielt tas det hensyn til at tilbyderne har preferanser over jobb-typer, og at hver tilbyder står overfor restriksjoner med hensyn til settet av jobber som er tilgjengelige. I empiriske analyser basert på dette rammeverket er det problematisk at settet av tilgjengelige jobber som tilbyderen står overfor typisk er uobserverbart for forskeren. Det diskuteres hvordan preferanser og valgmengder skal representeres i empiriske modeller. Videre diskuteres et forsøk på å etablere en teoretisk tolkning og begrunnelse for empirisk spesifisering av funksjonsform og restleddfordelinger i modellene. Flere ulike varianter av denne typen modelltilnærming beskrives, og noen av de problemene en står overfor ved empirisk analyse innen dette modelleringsrammeverket diskuteres. Endelig rapporteres noen av de empiriske resultatene som er oppnådd.

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

* Jeg takker for nyttige kommentarer fra Olav Bjerkholt, Torstein Bye, Ådne Cappelen, Erling Holmøy, Torbjørn Hægeland, Tom Kornstad, Olav Ljones, Steinar Strøm, Thor Olav Thoresen, Terje Skjerpen og Jørgen Aasness.

^A John K. Dagsvik er cand. real fra Universitetet i Oslo, 1972. Han er forsker ved Forskningsavdelingen i Statistisk sentralbyrå. Han har vært visiting professor ved Department of Economics, University of Wisconsin og professor II ved Økonomisk institutt, Universitetet i Oslo.

information, and the fact that individuals' observed decisions represent intertemporal allocations as well as within period allocations.» Blundell, Duncan and Meghir, 1998, p. 827.

Husholdenes tilpasning på arbeidsmarkedet har stor betydning for økonomiske forhold. 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 og modeller basert på søketeori. Heller ikke vil jeg drøfte såkalte husholdsforhandlingsmodeller og intertemporære modeller. Det finnes forøvrig flere generelle oversiktsartikler/bøker; se Killingsworth (1983), Killingsworth og Heckman (1986), Blundell og MaCurdy (1999), Blundell (2001).

Den arbeidstilbudsforskningen som diskuteres i denne artikkelen har blant annet et ønske om å besvare spørsmål av følgende type: (i) Hva er tilbudseffekten av endringer i økonomiske rammebetingelser? (timelønn, skatter og overføringer), (ii) Hvor store er de kompenserte og ukompenserte lønnselastisitetene? (iii) 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 predikere effekten av ulike politikktiltak. 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 på to nivåer: (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 relevant for personers beslutning om investering i utdanning, og 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. For eksempel er det uklart hvor mye av denne variasjonen som skyldes ulikheter mellom land. 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 data-materialet, gir betydelige forskjeller i estimater på tilbudselasiteter.

Problemenes 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 økonomiske spesifikasjonen m.h.t. 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 representeres i typiske variable som benyttes til å kontrollere for heterogenitet som regel er utilstrekkelig. I dette skjemaet blir følgelig økonometriens rolle svært krevende, nemlig å kompensere for stilisert teori og ufullstendig informasjon i data, samt manglende teoretisk fundering av den empiriske modellutforming, 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 bedriftens 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 tilfeldig trukket (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 over 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 familie kjennetegn.

En vanlig framgangsmåte ved modellering av arbeidstilbud er å ta utgangspunkt i lærebokmodellen, som er en variant av teorien for konsumentenes tilpasning der fritid er et av godene. En antar i dette oppsettet at tilbyderer fritt kan tilpasse fritid og konsum kun begrenset av den økonomiske budsjettbetingelsen og total tid tilgjengelig. Tilbyderen forutsettes å stå overfor én og kun én (individspesifikk) timelønnsrate i markedet og antas å være indifferent m.h.t. 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 Moseboken; «i ditt ansikts sved skal du ete ditt brød».¹ 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 antydning overfor. Det å endre arbeidstid vil derfor i et slikt regime medføre å skifte «jobb» (Altonji og Paxson, 1988).²

¹ Første Mosebok, 3. kap., vers 19.

² 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.

På grunnlag av argumentene ovenfor kan det synes mer realistisk å betrakte tilbydernes atferd som en prosess hvor de tilpasser seg ved å velge blant tilgjengelige «jobber», der hver jobb er karakterisert ved jobb-spesifikk arbeidstid, timelønn og ikke-pekuniære attributter. Videre er det mye som tyder på at det er rasjonering i markedet, i og med at det for eksempel 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 ulike typer arbeidskraft, samt av tilbudet som retter seg mot de respektive sektorer/jobbytper. Betrachtingene overfor er sentrale som motivasjon for den angrepsmåten som har blitt valgt i deler av forskningsavdelingen i SSB, under det jeg nedenfor har kalt andre-generasjons modelleringsopplegg for arbeidstilbudrelasjoner.

Her er nettopp utgangspunktet at hver aktør (tilbyder) står overfor en latent (for forskeren) mengde av tilgjengelige jobber.³ Jobbene er karakterisert ved arbeidstid og timelønn samt latente ikke-pekuniære attributter, så som arbeidsoppgaver, etc. For en gitt jobb er altså arbeidstiden og timelønna antatt gitte. Eventuelle begrensninger på arbeidstiden (til heltid eller deltid) som aktøren står overfor, vil i dette opplegget bli tolket slik at det er mange flere tilgjengelige jobber i markedet med henholdsvis deltid eller heltids arbeidstider, enn jobber med andre arbeidstider. I utgangspunktet står en overfor en betydelig utfordring i og med at det, som nevnt ovenfor, ikke er enkelt å ta hensyn til observerbare jobb-spesifikke attributter, samt at sentrale jobb-spesifikke attributter ikke er observerbare (for forskeren). De individ-spesifikke 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 preferanser og valgmuligheter for arbeidstakerne over populasjonen.

Som kjent finnes det også arbeidstilbuds- og arbeidsmarkedsanalyser som er basert på aggregerte tidsseriedata, blant annet har det blitt utført slike analyser i SSB. Disse analysene vil ikke bli drøftet her. Vi skal nøye oss med å påpeke noen åpenbare problemer som forskeren vil stå overfor dersom kun makrodata benyttes. Forskere som jobber med makro benytter ofte mikro teori og representativ aktør analogier som utgangspunkt. Dette er imidlertid problematisk fordi det i situasjoner med ikke-lineære budsjettbetingelser, som i tillegg varierer over populasjonen (pga. skattesystemet), ikke vil eksistere en representativ aktør representasjon (Mas-Colell og Whinston, 1995). Videre er det slik at det som regel er svært begrenset informasjon i aggregerte tidsseriedata, hvilket skaper problemer for estimering og testing.

Det foregår også mikrobasert forskning på arbeidstilbud i Statistisk sentralbyrå utenfor Forskningsavdelingen. Denne forskningen, hvor demografiske aspekter spiller en framtrædende rolle, vil heller ikke bli omtalt her (se for eksempel Rønsen, 2002).

Denne artikkelen er organisert på følgende måte. I det neste avsnitt beskrives noen trekk i utviklingen på feltet. I avsnitt 3 diskuteres problemer knyttet til kvantitativ spesifisering av strukturrelasjoner. I avsnitt 4 beskrives ulike tilnærminger og noen empiriske resultater fra den mikrobaserte arbeidstilbudsforskningen i SSB.

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.

³ Her kan det tenkes at mengden av tilgjengelige jobber er latente også for aktøren. Dette skal vi komme nærmere tilbake til i kapittel 4.5.

Som antydnet ovenfor, er den overveiende delen av arbeidstilbudsanalysene i litteraturen basert på varianter av læreboksmodellen for statisk tilpasning av fritid og konsum begrenset av total tid tilgjengelig og den økonomiske budsjettbetingelsen, som spesifiserer hvordan disponibel inntekt (lik totalt konsum) avhenger av arbeidsinntekt og arbeidsfri inntekt. En sentral bidragsyter på dette feltet er James J. Heckman.

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 utviklet han statistiske metoder med henblikk på estimering av strukturmodeller innenfor det rammeverket han hadde utviklet (se Blundell, 2001). Det ble videre gjennomført konkrete empiriske analyser på grunnlag av mikrodata, der det til dels ble benyttet avansert programmering og estimering basert på sannsynlighetsmaksimeringsmetoden. 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 tilbydereens optimeringsproblem. Nærmere bestemt skyldes dette at skattesystemet medfører at marginalskattene ikke overalt er 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 arbeidstilbudsrelasjoner der arbeidstid antas å avhenge lineært av timelønn og arbeidsfri inntekt, hvilket synes restriktivt, se Røed og Strøm (2002).

Den tradisjonelle arbeidstilbudsmodellen for tilpasning av fritid og konsum har vært kritisert fordi den ignorerer at tilbyderen 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. Vi skal nøye oss med kun å oppsummere de mest sentrale bidragene nedenfor. Ilmakunnas og Pudney (1990), Kapteyn, Kooreman and van Soest (1990), Dickens og Lundberg (1993), van Soest (1994), poengterer at standardmodellen (med nytte 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 (blandinger), (1); {heltid, deltid, ikke-jobb}, (2); {heltid, ikke-jobb}, (3); {deltid, ikke-jobb}. Det antas altså at det forekommer tre typer latente valgmengder. Andelen personer som står overfor de ulike valgmengdene er ikke observert og behandles som ukjente parametre som estimeres.

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 andre-generasjonsmodellen beskrevet 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 time-tallsmuligheter, og at valgmodellen er analog til en multinomisk logitmodell. Strukturen i nyttefunksjonen antas å ha en såkalt translog form hvor noen av parametrene er stokastiske («random coefficients»). De er ment å representere uobserverbar heterogenitet i preferansene. I motsetning til Ilmakunnas og Pudney (1990), Kapteyn, Koorman og van Soest (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 selv som bestemmer. I alle disse modelleringstilnærmingene vi har skissert ovenfor er timelønnen antatt individspesifikk og bestemt i likevekt av personens kvalifikasjoner.

Et tidlig bidrag i litteraturen som tar opp jobb-type dimensjonen som et viktig aspekt for tilpasningen på arbeidsmarkedet er Tinbergen (1956). Han foreslo et rammeverk for modellering der jobb-type spiller en sentral rolle og antok at tilbydernes nyttefunksjoner avhang av lønn og av «forskjellen» (spenningen) mellom tilbudte kvalifikasjoner til tilbyderen og etterspurte kvalifikasjoner i de ulike jobbene. Van Ophem, Hartog og Vijverberg (1993) har gjort et forsøk på å anvende dette rammeverket i empirisk analyse. Med unntak av det vi har kalt første-generasjonsmodellen, kan angrepsmåten som er valgt i SSB også sees på som en oppfølging av Tinbergens tilnærming. I så måte skiller vårt opplegg seg fra tilnærmingene til eksempelvis Hausman, Dickens og Lundberg, Ilmakunnas og Pudney, og van Soest, som alle baserer seg på at fritid og konsum er de sentrale valgvariablene for husholdningen. I disse studiene består generaliseringen av lærebokmodellen typisk i metoder som er tilpasset for å ta hensyn til kompliserte ikke-lineære budsjettbetingelser, slik som i Hausman-metoden, og ulike typer restriksjoner på arbeidstiden (Dickens og Lundberg, Ilmakunnas og Pudney, van Soest). I de følgende kapitlene diskuteres og begrunnes nærmere de ulike aspektene ved vår tilnærming.⁴

3 KVANTITATIV SPESIFIKASJON AV STRUKTURRELASJONER: ET FUNDAMENTALT PROBLEM I ØKONOMISKE MODELLER

Et alvorlig problem i økonomiske modeller generelt, og i empirisk mikroøkonomi spesielt, er graden av stilisering og mangelen på teoretisk fundament for valg av konkrete funksjonsformer i spesifisering av atferdsrelasjoner inkludert fordelingsegenskaper til uobserverte variable

⁴ 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 muligheten for at husholdningene kan tenkes å ta hensyn til framtidig konsum (inkludert boligtilpasning) og arbeidstilbud i sin aktuelle tilpasning på arbeidsmarkedet ignorerer, samt at det også ses bort fra 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 livsløpsmodeller 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 fler-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. I Dagsvik (2003) drøftes ytterligere noen aspekter ved denne typen modeller.

(stokastiske restledd). Den utstrakte graden av stilisering av teoretiske modeller skaper alvorlige problemer når disse skal konfronteres med data. Dette er en av grunnene til at teoretiske økonomiske modeller og deres empirisk formulerte motstykker ofte ikke ser ut til å «henge sammen» i den forstand at teorien ikke eksplisitt er representert i de økonomiske relasjonene. Dette kan skyldes at teorien i utgangspunktet ikke evner å få et godt grep på fenomenet under studium, og/eller at teorien er generell og ikke utviklet langt nok til at den være til særlig hjelp for forskeren når han skal formulere eksplisitt de kvantitative relasjonene. Spesielt har økonomisk teori ofte lite å bidra med når det gjelder valg av funksjonsform og restleddsegenskaper i de økonomiske spesifikasjonene.

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 probabilitisk økonomi, 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 fordelingssegenskaper 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* fordelingssegenskaper. Det er imidlertid ingen a priori *teoretisk* grunn til at alle strukturmodeller av interesse skal være lineære.

Det langsiktige målet må derfor være å kunne etablere parametriske spesifikasjoner basert på funksjonsformer 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 struktur-modeller som er i stand til å forklare atferd og interaksjoner i ulike markeder, og som er i stand til å gi noenlunde presise kvantitative prediksjoner under alternative politikk-simuleringer. Videre er det vanskelig å se for seg tilnærminger til modellering av atferd, som for eksempel 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 restleddfordelinger.

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 forstår vi for det første usystematisk variasjon i atferd for en gitt aktør under replikasjoner av «valgekspesimenter». Denne typen begrenset rasjonalitet er noe som psykologer typisk finner i sine «laboratorie-type» eksperimenter, («stated preference»- type intervju-metoder), jf. Tversky (1969), men som økonomer tradisjonelt har lagt lite vekt på.⁵ For det andre kan individuell stokastikk skyldes at aktøren oppdaterer sin informasjon om begivenheter som er mer eller mindre usikre for han (slik som for eksempel framtidige muligheter på arbeidsmarkedet). Individuell stokastikk kan også skyldes variasjoner over tid i variable som aktøren observerer, men som forskeren ikke observerer. (Som spesialtilfeller kan en naturligvis ha enten bare individuell stokastikk eller bare uobserverbar heterogenitet.) 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.t. mulighetene i markedet.

⁵ Et unntak blant økonomer er Ragnar Frisch som hele livet, fra begynnelsen av sin karriere, argumenterte for bruk av "intervjuemetoden", på tross av skepsis fra andre økonomer, jf. Bjerkholt (1995), Vol. I, s. xxii, og Frisch (1926, 1948, 1954, 1970, 1971).

Det en typisk observerer i data er at utstrømningsraten avtar med ledighetens varighet. Uten at en på grunnlag av teoretiske forutsetninger 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 mer generelle problemstillinger som går ut på å tallfeste såkalt «sann tilstandsavhengighet» i modeller med 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 med data som typisk er tilgjengelige (dvs. data der en bare har én observasjon pr. aktør ved hvert tidspunkt), ikke kan *teste* slike forutsetninger på individnivå når uobserverbar heterogenitet er til stede. Her har data fra stated preference undersøkelser i denne sammenheng en stor fordel fordi de muliggjør innsamling av data med mange observasjoner pr. individ på hvert tidspunkt.

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. Vi skal senere i artikkelen 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» type 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 jeg har vært inne på innledningsvis, blant annet å kunne analysere og å simulere effektene 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. Et selvstendig poeng er å oppnå en bedre forståelse av arbeidsmarkedets virkemåte gjennom å utføre strukturelle analyser basert på atferdsteori.

Forskning på arbeidstilbud har pågått i lang tid og i flere seksjoner/grupper i forskningsavdelingen i SSB. Her skal jeg, som før nevnt, konsentrere meg om den delen av forskningen som er basert på mikrodata. Olav Ljones begynte allerede på 1970-tallet å analysere kvinners yrkesdeltaking (Ljones, 1979). Lasse Fridstrøm jobbet med arbeidstilbud i begynnelsen av 1980-tallet, se Fridstrøm (1984). Jeg begynte å interessere meg for forskning på arbeidstilbud på begynnelsen av 1980-tallet, og forskning på atferd i arbeidsmarkedet har siden vært en viktig del av mitt forskningsprogram. Dette arbeidet ble mer intensivert og målrettet fra ca. 1983-84, i og med at Steinar Strøm ble engasjert i Forskningsavdelingen. Mens den empiriske delen av arbeidene til Ljones (1979) og Fridstrøm (1984) var redusert form type analyser som ikke tok sikte på å identifisere betydningen av endringer i økonomiske rammebetingelser, ble det nå dannet en gruppe for arbeidstilbud med formål å etablere strukturelle empiriske modeller for arbeidstilbud, basert på tverrsnittsdata for norske husholdningers tilpasning på arbeidsmarkedet.⁶ Vi kan kalle den første modellen som ble etablert, en første-generasjons tilbudsmodell.

⁶ Tilnærmingen til Ljones og Fridstrøm følger en tradisjon der demografiske variable spiller en mer framtrædende rolle enn det som er vanlig i tradisjonelle økonomiske strukturmodeller. I seksjon for demografi og levekårsforskning (som ligger utenfor Forskningsavdelingen) er denne tradisjonen fulgt opp av Marit Rønsen, se for eksempel Rønsen (2002).

Resultater fra prosjektet ble publisert i Dagsvik et al. (1986) og en tilsvarende anvendelse i Dagsvik et al. (1988b). Av en rekke grunner som er antydnet i innledningen, og som jeg skal diskutere nærmere nedenfor, ble rammeverket som er benyttet i første-generasjons modelleringssopplegg senere forlatt.

4.2 Første-generasjons modellopplegg

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 formuesundersøkelsen, 1979 (IN-79). Modellen er statisk og aktøren (en gift kvinne) antas i dette opplegget å ha nyttefunksjon som avhenger av hennes fritid (L) og familiens konsum (C), og har funksjonsform

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

der α og β er konstanter og A og B er størrelser som avhenger av observerte person/husholdskjennetegn (alder og barnetall).⁷ Siden dette er et ordinalt opplegg, er nyttefunksjonen ovenfor ekvivalent med enhver strengt voksende transformasjon av funksjonen gitt i (1). Nyttefunksjonen i (1) (eller 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 timelønna 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 husholdets 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). Det antas at arbeidsfri inntekt (I) består av ektefelles arbeidsinntekt, kapitalinntekt og overføringer, og er eksogent bestemt.

For å kunne estimere modellen 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

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

der Z er en vektor av observerbare demografiske kjennetegn, som barnetall under 6 år, barnetall over 6 år, alder, alder kvadrert.⁸ Videre antas en timelønnsrelasjon

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

der X er en vektor som består av utdanningens lengde målt i år, erfaring, erfaring kvadrert.⁹ Erfaring er definert som alder minus utdanningslengde i år minus 6. Variablene ε_1 og ε_2 er

⁷ Legg merke til at denne nyttefunksjonen også kan defineres for α og/eller β lik null. Dersom for eksempel $\beta = 0$, kan en definere $(C^\beta - 1)/\beta = \ln C$. Denne definisjonen medfører at U blir deriverbar som funksjon av α og β for alle verdier av α og β .

⁸ Utformingen av relasjonen (4) er valgt slik for å forenkle modellrelasjonene spesifisert nedenfor.

⁹ Relasjonene (4) og (5) inneholder også konstantledd.

stokastiske variable som her (av rene bekvemmelighetshensyn) er antatt å være bivariat normalfordelte med forventninger lik null. Restleddene ε_1 og ε_2 er ment å fange opp uobserverbare faktorer som påvirker henholdsvis timelønnen og preferansene. 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 substitusjonsrate for $h = 0$), er positiv. På grunnlag av likningene (5), (6) og (7) kan modellen estimeres. De ukjente parametrene er kovariansmatrisen til restleddene, α og β samt vektorene γ_1 og γ_2 .

Denne modellen kan ikke estimeres konsistent ved vanlig minste kvadraters metode. Grunnene til dette er ifølge likning (6) at variablene $f(hw, I)$ og $\ln f_1(hw, I)$ er endogene fordi de avhenger av arbeidstid. Videre er det rimelig å anta at restleddet ε_1 i lønnsrelasjonen (5) kan være korrelert med ε_2 , som betyr at $\ln w$ også blir endogen. For eksempel kan ε_1 og ε_2 være korrelerte fordi personers ønske om å arbeide kan avhenge av hvor flinke og motiverte de er, som igjen kan påvirke deres timelønn. 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 *selvseleksjon*. 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 og estimater 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 han har, og videre at en her, 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 sannsynlighetsmaksimeringsmetode (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 flertrinnsmetoden er at resultatene da antakelig blir mer robuste m.h.p. restleddsforutsetninger. Ulempen er at en mister kontrollen med fordelingssegenskapene (standardavvikene) til parameterestimaterne 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 blitt benyttet til å analysere gifte kvinners arbeidstilbud i Frankrike og Tyskland (Vest), (Dagsvik et al., 1988b, 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. (1988b), dokumentert i Dagsvik (1987).

I formuleringen ovenfor antas det at personer kan velge arbeidstiden fritt ifølge sine preferanser. Imidlertid vet vi 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 enkelte deltider- og spesielt heltids arbeidstid (arbeidstidsintervaller). Modellen ovenfor kan imidlertid ikke forklare opphopning av arbeidstid omkring heltid og deltid. I litteraturen er det imidlertid fremdeles vanlig å se bort fra mulige restriksjoner på arbeidstid.

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 forenklede 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 p.g.a. utformingen av skatte- og overføringssystemet. Dette kan lede til ikke-konvekse budsjettmengder. Videre kan arbeidstiden ofte være underlagt institusjonelle beskrankninger. Jeg 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 over type arbeidsoppgaver som er tilordnet jobbene. For å oppnå en mer tilfredstillende behandling av disse aspektene, 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.¹⁰ Dette opplegget ble opprinnelig utviklet på 1980-tallet for en generell situasjon med diskrete og kontinuerlige valg, som beskrevet i Dagsvik (1994). Andre-generasjons arbeidstilbudsmoeller er formulert som spesialtilfeller innen modellrammen i Dagsvik (1994), og er i tillegg gitt en empirisk utforming som er estimert ved hjelp at ulike sett mikro tverrsnittsdata. Disse arbeidstilbudsmoellene er beskrevet på ulike måter mange steder. Den modellutformingen som blant annet har blitt benyttet i Aaberge, Dagsvik og Strøm (1990a,b,1995), og Aaberge, Colombino og Strøm (1999), ble i hovedtrekk utviklet og gitt en første dokumentasjon i Dagsvik og Strøm (1992, 1994). Dagsvik og Strøm (1988) benyttet også samme rammeverk, men med en annen representasjon av preferansene enn i senere anvendelser. Dagsvik og Strøm (1997, 2003) videreutvikler rammeverket fra Dagsvik og Strøm (1992, 1994) ved at det gjøres et forsøk på å gi en tolkning og teoretisk begrunnelse for valg av funksjonsform til den deterministiske delen av nyttefunksjonen i den empiriske spesifikasjonen.

Før jeg går over til en mer grundig og formell beskrivelse av dette opplegget vil jeg 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 jobb-spesifikke attributter som består av timelønn, arbeidstid, samt andre ikke-pekuniære jobb-karakteristika, så som type arbeidsoppgaver og andre kjennetegn ved jobben. Disse kan inkludere arbeidsreise, faglig og sosialt miljø, etc. Noen av disse jobb-spesifikke attributtene er det mulig å måle mens andre, slik som visse typer arbeidsoppgaver og arbeidsmiljø ikke kan karakteriseres direkte ved kvantitative attributter. I de empiriske analysene, som er beskrevet senere i artikkelen, er arbeidstid, sektor-tilhørighet (offentlig og privat) og timelønn de eneste jobb-spesifikke attributter som observeres. Følgelig

¹⁰ Spiren til andre-generasjons modelleringsopplegg ble lagt under forskningsopphold som Dagsvik og Strøm hadde ved UC Berkeley, høstsemesteret 1984.

er «jobb» i denne sammenheng et noe abstrakt begrep som ikke er gitt et konkret empirisk innhold. Videre står aktøren overfor jobb-spesifikke økonomiske budsjettbetingelser som er bestemt av timelønn, arbeidsfri inntekt (bestående av ektefelles inntekt, kapitalinntekt og overføringer) og skattesystem. Budsjettbetingelsene kan variere over jobber siden ulike jobber kan innebære ulike lønninger til samme aktør. For hver enkelt jobb er de jobb-spesifikke attributtene gitte. Dette betyr for eksempel at en i dette opplegget bare kan endre arbeidstid ved å endre jobb. Aktøren antas å ha preferanser over disponibel inntekt, arbeidstid, samt ikke-pekuniære jobb-kjennetegn. 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 i noen av de empiriske anvendelsene er arbeidstid og timelønn for den jobben som aktøren har valgt. Andre kjennetegn ved jobben (ikke-pekuniære) observeres ikke. I andre anvendelser observeres kjennetegn ved den valgte jobben (sektor). 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 avhenge av både observerbare og uobserverbare faktorer. I moderne økonometriske modeller blir som kjent uobserverbare faktorer representert ved stokastiske variable som varierer over populasjonen - og over tid - ifølge nærmere bestemte sannsynlighetsfordelinger. I modellopplegget som jeg skal presentere nedenfor, er det lagt ned en god del arbeid i å motivere og å begrunne egenskapene til de stokastiske variablene som representerer de uobserverbare faktorene.

Jeg går nå over til å drøfte modellspeifikasjonen mer i detalj. Fortsatt vil vi nøye oss med å betrakte én-person husholdninger, forutsatt en statisk situasjon. Som nevnt ovenfor antas det 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 for forskeren. Budsjettbetingelsene som aktøren står overfor, er følgende: Gitt jobb k , så er konsum (disponibel inntekt) gitt ved

$$(8) \quad C_k = f(H_k W_k, I),$$

der funksjonen f er definert i (2). Som det vil framgå nedenfor er det et poeng, at i motsetning til første-generasjonsopplegget, trenger en ikke lengre å tilnærme skattefunksjonen med en glatt konveks funksjon. Alle detaljer ved skatte- og overføringsreglene kan det tas hensyn til under estimeringen av modellen. Endelig kan aktøren bare velge mellom jobbene som tilhører en aktørspesifikk valgmengde.

For å komme videre må det gjøres forutsetninger om strukturen og fordelingen av nyttefunksjonen og valgmengdene. Her antas det at nyttefunksjonen er separabel, dvs.

$$(9) \quad U(C, L, Z_k) = v(C, L) \tilde{\epsilon}(Z_k)$$

der $v(\cdot)$ er en positiv, deterministisk funksjon og $\tilde{\epsilon}(Z_k)$ et positivt stokastisk restledd som er ment å fange opp effekten av de uobserverbare jobb-attributtene $\{Z_k\}$.¹¹ Separabilitetsantak-

¹¹ Siden vi benytter et ordinale opplegg, vil (9) naturligvis være ekvivalent med enhver strengt voksende funksjon av (9). Spesielt vil en additiv separabel formulering være ekvivalent med den multiplikative formuleringen som er lagt ovenfor.

elsen samt restleddenes fordelingsegenskaper vil vi komme tilbake til senere. En kan tolke $v(C,L)$ som tilbyderens representative eller gjennomsnittlige nytte av (C,L) .

Endelig skal jeg innføre notasjon for valgmengden, dvs. mengden av jobber som er tilgjengelig for aktøren. Vi kan representere denne som $\bar{B} = \{(H_k, W_k, Z_k), k = 0, 1, 2, \dots\}$, der, som nevnt ovenfor, $k = 0, 1, 2, \dots$, er en tilfeldig indeksering av settet av tilgjengelige «jobber», og 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; $B = \{(H_k, W_k, \varepsilon_k), k = 0, 1, 2, \dots\}$. Disse valgmengdene kan 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 for de ulike aktørene i en viss forstand er endogene siden de er bestemt som et resultat av markedstilpasningen mellom tilbud og etterspørsel.

4.3.2 En forenklet beskrivelse av modellen

Siden den generelle modellen er basert på en komplisert representasjon av den uobserverbare heterogeniteten i valgmengdene og preferansene skal jeg først betrakte en forenklet versjon. I denne forenklete versjonen er uobserverbar heterogenitet i valgmengdene neglisjert. Videre er det antatt at aktøren bare kan velge mellom et endelig antall jobber med arbeidstider og timelønner som kun kan anta spesifiserte (diskrete) verdier. La $D(h,w)$ betegne settet av tilgjengelige jobber med arbeidstid H_k lik h og timelønner W_k lik w , og la $m(h,w)$ være antall jobber i $D(h,w)$. For ikke-jobb alternativet er $m(0,0) = 1$. Anta videre at aktørens valg mellom jobber tilfredstiller betingelsen som går under betegnelsen «uavhengighet fra irrelevante alternativer» (IIA), Luce (1959). Litt løst kan en si at denne forutsetningen betyr følgende: La A og B være sett av alternativer slik at A er en delmengde av B . Da betyr IIA at personers rangering av alternativene i A , i gjennomsnitt, er uavhengig av B . Ytterligere tolkning av IIA er mye diskutert i litteraturen. I Dagsvik (2003), avsnitt 4.3.2, drøftes IIA nærmere. En viktig implikasjon av IIA er at restleddene $\{\varepsilon_k\}$ kan betraktes som uavhengige og identisk fordelte stokastiske variable med kumulativ fordelingsfunksjon $\exp(-x^{-1})$, for $x > 0$.¹²

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 fremgangsmåten med å sette helningen 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 en hadde benyttet første-generasjonsmodellen til å representere preferansene ville en likevel ikke uten videre kunne benytte marginale kriterier dersom budsjettmengdene tillates å være ikke-konvekse og budsjettbetingelsene er stykkevis lineære, som er en typisk konsekvens av mange lands skatte- og overførings-system. 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 tilnærmingen som diskuteres her 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

$$(10) \quad \psi(H_k, W_k, I) = v(f(H_k, W_k, I), M - H_k),$$

¹² Ofte spesifiseres nyttestrukturen additivt separabel i strukturdel og restledd, mens vi har valgt en ekvivalent multiplikativ separabel spesifisering. Den korresponderende restleddsfordeling i den additive nyttespesifikasjonen er $\exp(-e^{-x})$, som er velkjent i diskret valghandlingsteori.

og M er total tid i året til disposisjon. Vi ser derfor at vi har redusert aktørens optimeringsproblem til et diskret valgproblem, nemlig å velge den jobben (eventuelt ikke å jobbe) som gir høyest nytte. Innen dette opplegget blir det følgelig uproblematisk at funksjonen f har en komplisert struktur som medfører at budsjettmengden er ikke-konveks og «budsjettkurven» ikke er glatt. La $\varphi(h, w; I)$ betegne sannsynligheten for at aktøren skal velge en jobb med arbeidstid h og timelønn w , gitt at den arbeidsfrie inntekt er I . Det følger nå fra standard teori for diskrete valg at sannsynligheten for at jobb r innen $D(h, w)$ skal ha høyest nytte for aktøren er lik

$$P(\psi(h, w; I)\epsilon_r = \max_{x, y} \max_{k \in D(x, y)} (\psi(x, y; I)\epsilon_k)) = \frac{\psi(h, w; I)}{\sum_{x, y} \sum_{k \in D(x, y)} \psi(x, y; I)} = \frac{\psi(h, w; I)}{\sum_{x, y} \psi(x, y; I)m(x, y)}.$$

Sannsynligheten for at aktøren skal velge en eller annen jobb med henholdsvis arbeidstid h og timelønn w får vi følgelig ved å summere andelen som foretrekker jobb k i $D(h, w)$ over alle jobber i $D(h, w)$, slik som uttrykt i (11) nedenfor;

$$(11) \quad \varphi(h, w; I) = \sum_{r \in D(h, w)} \frac{\psi(h, w; I)}{\sum_{x, y} \psi(x, y; I)m(x, y)} = \frac{\psi(h, w; I)m(h, w)}{\sum_{x, y} \psi(x, y; I)m(x, y)}.$$

Det empiriske motstykke til denne sannsynligheten er andelen i en homogen populasjon som har valgt en jobb med arbeidstid h og timelønn w . Vi ser altså at sannsynligheten for at aktøren skal velge en jobb med arbeidstid h og timelønn w har en form som er analog til en multinomisk logit-type modell og den er en funksjon av den deterministiske delen av nyttefunksjonen, $\{\psi(h, w; I)\}$, veid med frekvensene av muligheter, $\{m(h, w)\}$. Imidlertid er $\{m(h, w)\}$ ikke direkte observerbar. Både frekvensene av muligheter og den deterministiske delen av nyttefunksjonen vil avhenge av personkjennetegn. Dersom funksjonen $m(h, w)$ samt den deterministiske delen av nyttefunksjonen ψ gis en passende parametrisk spesifisering kan en estimere parametrene som bestemmer disse størrelsene. Dette vil jeg drøfte nærmere i neste avsnitt og i de empiriske anvendelsene i avsnitt 4.4. For ulike varianter av denne typen modellering med latente valgmenngder viser jeg til Dagsvik (2000b).

4.3.3 Det generelle tilfellet med stokastiske valgmenngder

I den forenklede modellversjonen som ble diskutert i forrige avsnitt er valgmenngdene, representert ved menngdene $\{D(h, w)\}$, forutsatt å være like for personer med samme observerbare kjennetegn. Det er imidlertid ønskelig å ha en mer generell representasjon som tillater at valgmenngdene også kan variere på grunn av uobserverbar heterogenitet i muligheter. Med andre ord er det ønskelig å benytte en stokastisk representasjon som gir oss muligheten til å takle at valgmenngdene varierer både med hensyn på observerbare og uobserverbare forhold. Mer presist mener vi med «stokastikk» 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. For det tredje kan aktøren ha varierende informasjon ved ulike tidspunkter om variable som er mer eller mindre usikre for han. 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 menngden av objektivt tilgjengelige jobber.¹³

¹³ 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.

Jeg skal nå beskrive en modellramme som tillater denne type uobserverbar heterogenitet i valgmulighetene. Den mest generelle versjonen av denne modellrammen er utviklet i Dagsvik (1994). Innen empirisk analyse av arbeidstilbud er denne modellrammen drøftet mest utførlig i Dagsvik og Strøm (1997, 2003), og i Dagsvik (2003). Det første problemet vi står overfor er å gi en hensiktsmessig representasjon av valgmengden til en tilfeldig aktør. Denne består av triplene $\{(H_k, W_k, \varepsilon_k)\}$ knyttet til de tilgjengelige jobbene. Anta at realisasjonene av disse punktene er uavhengige og tilfeldig spredt over den tredimensjonale mengden $(0, \bar{h}] \times (0, \infty) \times (0, \infty)$. Med «uavhengig» menes at lokaliseringen av punktene er uavhengige. Dette samsvarer med intuisjonen at pga. manglende informasjon synes lokaliseringen av punktene å være uavhengige. I dette øyemed er det hensiktsmessig å benytte formalismen til Poissonprosessen. Vi husker at en Poissonprosess nettopp er karakterisert ved at den genererer punkter som er tilfeldig spredt over en nærmere definert mengde, som vi kan betegne med Ω . Videre minner jeg om at i en homogen Poissonprosess er punktene som blir generert, tilfeldig, men jevnt fordelt over Ω . I en inhomogen Poissonprosess 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 Ω enn i andre deler. Dermed kan en ta hensyn til at det eksempelvis er færre jobber tilgjengelig med høye verdier på restleddene $\{\varepsilon_k\}$ enn lave, og at det er flere jobber tilgjengelig med noen kombinasjoner av arbeidstid og timelønn enn andre kombinasjoner. Av fremstillingsmessige årsaker kan det være enklest å beskrive Poissonprosessen i flere variable ved først å ta utgangspunkt i en endimensjonal Poissonprosess, nemlig den som representerer de kvalitative egenskapene ved jobbene, $\{\varepsilon_k\}$, og som er fordelt over $(0, \infty)$. Deretter kan en utvide Poissonprosessen til flere dimensjoner ved å «henge på» flere attributter i hvert punkt. Matematisk kan fordelingsegenskapene til denne Poissonprosessen representeres ved den såkalte intensiteten som vi kan kalle $\mu(\varepsilon)$. Ytterligere forståelse av intensiteten μ i *denne* sammenheng får vi ved å konstatere at $\mu(\varepsilon)d\varepsilon$ kan tolkes som sannsynligheten for at det finnes en jobb k med restledd $\varepsilon_k \in (\varepsilon, \varepsilon + d\varepsilon)$ som er *tilgjengelig* for aktøren.

Som jeg har drøftet ovenfor, er jobb k med restledd ε_k i tillegg karakterisert ved jobb-spesifikk arbeidstid og timelønn (H_k, W_k) . Konsistent med egenskapene til Poissonprosessen kan parene av jobb-spesifikke arbeidstider og timelønner representeres som uavhengige og identisk fordelte stokastiske variable med simultan sannsynlighetstetthet $g(h, w)$, $h > 0$, $w > 0$, som kan avhenge av observerbare personkjennetegn. Videre antas det en generell fordeling av restleddet ε_0 knyttet til ikke-jobb alternativet. For identisk observerbare aktører er sannsynlighetsmekanismen som genererer Poissonprosessen, representert ved $g(h, w)$, fordelingen til ε_0 og $\mu(\varepsilon)$, felles mens punktmengdene som genereres fra denne mekanismen er aktør-spesifikke, nærmere bestemt uavhengig og identisk fordelte for ulike aktører. Tetthetsfunksjonen $g(h, w)$ har følgende tolkning: Størrelsen $g(h, w)dhdw$ 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 enkelthets skyld tilfellet der arbeidstider og timelønner antar diskrete verdier. Da vil $g(h, w)$ være en diskret tetthetsfunksjon. Det «empiriske» motstykke («empirisk», her i betydningen hvis observert) til $g(h, w)$ vil være gjennomsnittlig antall tilgjengelige jobber med arbeidstid og timelønn (h, w) dividert på gjennomsnittlig antall tilgjengelige jobber. Her er gjennomsnittet tatt over populasjonen.¹⁴ Videre er disse jobb-spesifikke arbeidstimer og timelønner uavhengige av restleddene $\{\varepsilon_k\}$. 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 timelønnen kan være korrelert med restleddet knyttet til preferansene.¹⁵ En inhomogen

¹⁴ 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.

¹⁵ 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.

gen Poissonprosess, som i dette tilfellet er tredimensjonal, kan godt være homogen i noen komponenter og inhomogen i andre. For eksempel, hvis det i gjennomsnitt er like mange tilgjengelige jobber med alle arbeidstider vil $g(h,w)$ være konstant i h (uniformt fordelt i h), slik at prosessen vil være homogen i arbeidstidskomponenten.

Under de forutsetningene som er spesifisert ovenfor er det nå mulig å avlede uttrykk for sannsynlighetsfordelingen til aktørens arbeidstilbud, analogt til (11). Uten en mer konkret spesifisering av intensiteten $\mu(\varepsilon)$ fordelingen til ε_0 og tetthetsfunksjonen $g(h,w)$ av tilbudte arbeidstider og timelønner (fra bedriftene), blir imidlertid dette uttrykket komplisert og svært generelt. Det er følgelig ønskelig å innføre teoretisk funderte forutsetninger for å kunne avgrense klassen av mulige spesifikasjoner ytterligere, jf. diskusjonen i avsnitt 3. For å oppnå dette antas det, analogt til avsnitt 4.3.2, at aktørens valg av jobb fra hans valgmengde tilfredstillende IIA betingelsen.

Fra IIA og de andre forutsetningene ovenfor, samt visse regularitetsbetingelser, kan det nå vises (Dagsvik, 1994, og i revidert versjon av Dagsvik og Strøm, 2003) at intensiteten μ har formen $\mu(\varepsilon) = \theta\varepsilon^{-2}$ for $\varepsilon > 0$, der θ er en positiv konstant, og at restleddet ε_0 knyttet til ikke-jobb alternativet har kumulativ fordelingsfunksjon $\exp(-x^{-1})$, definert for positive x . Størrelsen θ kan tolkes som et mål for gjennomsnittlig antall jobber som er tilgjengelig, slik at dette antallet øker når θ øker. IIA impliserer imidlertid ingen restriksjoner på tetthetsfunksjonen $g(h,w)$. For ytterligere tolkning, la m betegne summen av $m(h,w)$ over alle positive h og w i det diskrete opplegget diskutert i avsnitt 4.3.2. Størrelsen θ tilsvarer m i det diskrete opplegget, mens tettheten $g(h,w)$ tilsvarer $m(h,w) / m$. Som vi har nevnt ovenfor, er $\{\theta g(h,w)\}$ endogene i den forstand at de er bestemt som et resultat av markedstilpasningen mellom tilbud og etterspørsel under passende likevektsbetingelser. Hvordan dette problemet kan angripes skal jeg drøfte nærmere i avsnitt 4.5.

Fra forutsetningene ovenfor kan en nå avlede relativt enkle uttrykk for sannsynlighetsfordelingen for observert arbeidstilbud. Innen oppsettet basert på Poissonprosessen tilsvarer aktørens optimeringsproblem å finne det optimale punktet i punktsvermen generert ved tetthetsfunksjonen $g(h,w)$, fordelingen til ε_0 og intensiteten $\mu(\varepsilon)$. 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 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 (tilsvarende den diskrete tettheten i avsnitt 4.3.2). Formelt er Φ definert ved

$$(12) \quad \Phi(h,w;I) = P\left(\max_{H_k \leq h, W_k \leq w} (\psi(H_k, W_k; I) \varepsilon_k) = \max_k (\psi(H_k, W_k; I) \varepsilon_k)\right).$$

Det kan nå vises (Dagsvik, 1994) at tettheten φ kan uttrykkes som

$$(13) \quad \varphi(h,w;I) = \frac{\theta \psi(h,w;I) g(h,w)}{\psi(0,0;I) + \theta \iint_D \psi(x,y;I) g(x,y) dx dy}$$

der $D = (0, \bar{h}) \times (0, \bar{w})$ representerer det maksimale variasjonsområdet for arbeidstid og timelønn. I det tilfelle at variasjonsområdet til arbeidstid og/eller timelønn er diskret, vil dobbeltintegralet i nevneren i (13) erstattes med en dobbeltsum. Formelen (13) uttrykker altså hvordan de realiserte arbeidstidene og timelønnene fordeler seg (sannsynlighetstettheten) i en homogen populasjon, gitt arbeidsfri inntekt I . Vi ser at tetthetsfunksjonen (13) er et relativt enkelt uttrykk som er helt analogt til (11) 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

gjennomsnittlige valgmuligheter, nemlig $\{\theta g(h, w)\}$ (mulighetsintensiteten).¹⁶ Selv om (11) og den diskrete versjonen av (13) har samme matematiske form er det et sentralt poeng at tilnærmingen i *dette* avsnittet, basert på Poissonprosessen, tillater at også den diskrete versjonen har en tolkning der valgmengdene er stokastiske (i den forstand som presisert ovenfor).

Dersom en har spesifisert passende parametriske funksjonsformer for $g(h, w)$ og $v(C, L)$ kan en nå relativt enkelt estimere modellen ved å benytte sannsynlighetsmaksimeringsmetoden. Dette gjør en på følgende måte: La (h_i, w_i, I_i) være observert arbeidstid, timelønn og arbeidsfri inntekt for person i i det foreliggende utvalget. Anta for enkelhets skyld at utvalget 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 lik

$$(14) \quad l = \sum_i \ln \varphi(h_i, w_i; I_i).$$

Estimering skjer på velkjent måte ved å maksimere loglikelihoodfunksjonen med hensyn på ukjente parametrene som inngår i den empiriske spesifikasjonen av $v(C, L)$ og $\theta g(h, w)$. Eksempel på hvordan disse kan spesifiseres kommer jeg tilbake til i avsnitt 4.4. Under standard regularitetsbetingelser vil estimatene ha optimale egenskaper og være asymptotisk normalfordelte.¹⁷

Betrakt nå spesialtilfellet hvor det er ingen restriksjoner på arbeidstiden (dvs. når det i gjennomsnitt er like mange jobber tilgjengelige med én arbeidstid som med en annen.) og hvor aktøren står overfor kun én timelønn, la oss si W .¹⁸ Anta videre at $\theta = 1$, som tilsvarer en normalisering av markedsmulighetene i den forstand at dersom strukturen i nyttefunksjonen var en konstant ville aktøren vært indifferent mellom alternativene jobb og ikke-jobb, og valgt ett av de med sannsynlighet lik 0,5. I dette tilfellet reduserer (13) seg til at

$$(15) \quad \varphi^*(h; W, I) = \frac{\psi(h; W, I)}{\psi(0; 0, I) + \int_0^h \psi(x; W, I) dx}$$

der $\varphi^*(h; W, I)$ er tettheten til arbeidstiden gitt timelønn W og arbeidsfri inntekt I . Innen rammeverket diskutert her er dette spesialtilfellet det som tolkningsmessig likner mest på den tradisjonelle lærebokmodellen (første-generasjonsmodellen).

Som nevnt ovenfor får en tettheten, i tilfellet der arbeidstiden antar diskrete verdier, ved å erstatte integralet i nevneren i (15), med en sum, der summen tas over mengden av mulige arbeidstider. Det kan enkelt vises at det korresponderende nyttemaksimeringsproblemet kan formuleres på følgende alternative måte: La nytten til aktøren av arbeidstid h være definert ved

¹⁶ I litteraturen finnes det eksempler på tilsvarende kontinuerlige logitmodeller med mulighetsintensitet; se 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 strukturen 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 opplegget skissert ovenfor.

¹⁷ I nevneren i (13) er det tilsynelatende et krevende numerisk problem at en må beregne et dobbeltintegral. Men dette problemet kan imidlertid forenkles vesentlig ved benytte metoder fra den økonometriske litteraturen for diskrete valgmodeller når antall alternativer er stort, se McFadden (1978).

¹⁸ 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.

$$(16) \quad U^*(h) = v(f(hW, I), M - h)\varepsilon^*(h)$$

der $\varepsilon^*(h)$, $h \in \bar{H}$, er uavhengige og identisk fordelte med kumulativ fordelingsfunksjon $\exp(-x^{-1})$, $x > 0$. Under denne forutsetningen følger det at φ^* har tolkningen

$$(17) \quad \varphi^*(h; W, I) = P(U^*(h) = \max_{x \in \bar{H}} U^*(x))$$

når integralet i nevneren i (15) erstattes av summetegn. Vi ser fra (16) at selv om en hadde utvidet \bar{H} til et kontinuum så ville en likevel ikke kunne ha benyttet den vanlige framgangs-måten basert på marginale kriterier, fordi restleddene $\{\varepsilon^*\{h\}\}$ avhenger av h . Det er også en annen forskjell mellom (16) og første-generasjonsmodellen, nemlig at restleddet i nytte-funksjonen (1) i avsnitt 4.2 er knyttet til A/B , dvs., det inngår ikke på en separabel måte som i (16). Bare i det tilfellet hvor de respektive restleddene har liten varians vil (16) og første-generasjonsopplegget gi tilnærmet samme tilpasning, dersom v har samme form som i (1).

La meg rekapitulere hva andre-generasjonstilnærmingen består i. Vi ser at i motsetning til den tradisjonelle tilnærmingen 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 marginalkriteriet. Alternativt postuleres en tilbudsfunksjon direkte. En typiske spesifisering av tilbudsfunksjonen som ofte blir benyttet er

$$(18) \quad h = a + b \ln w + Xc + \varepsilon,$$

der ε 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 ε 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

$$(19) \quad \kappa(h - a - b \ln w - Xc).$$

I det tradisjonelle opplegget, og med det eksemplet vi ser på her, basert på spesifiseringen i (18), er altså tettheten uttrykt som i (19). I andre-generasjonsopplegget, gitt at det ikke er rasjonering og at hver aktør står overfor kun én timelønn, har derimot tettheten utformingen gitt ved $\varphi^*(h; W, I)$.

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 timelønningen 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 til $(H_k, W_k, \varepsilon_k)$ er et kontinuum, samt at attributtene i valgmengden (punktene generert fra Poissonprosessen) er stokastiske (for forskeren), og kan ha alle mulige utfall innen dette variasjonsområdet. 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 (18), 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 (13), eventuelt i spesialtilfellet (15). Disse uttrykkene

kan vi så benytte til estimering av modellen og etterpå til å generere arbeidstilbudsfordelinger 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 kompenserende variasjon blir enklere i mange tilfeller enn opplegg basert på direkte spesifisering av tilbudsfunksjonen, jf. Dagsvik og Karlstrøm (2004). I det siste tilfellet må en «integre» seg tilbake til nytterepresentasjonen og det kan være komplisert bortsett fra ved spesielle spesifiseringer av tilbudsfunksjonen.

4.3.4 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. Jeg skal nå beskrive nærmere på en empirisk arbeidstilbudsmodell 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». Jeg skal her gi en summarisk beskrivelse av dette opplegget. 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 i offentlig sektor typisk mange jobber innen sykepleie og høyere utdanning. Spredningen i timelønninger er typisk mindre i offentlig sektor, samt at det i denne sektoren er større jobbsikkerhet enn i privat sektor.

I anvendelsen til Dagsvik og Strøm (2003) tas ektemannens tilpasning for gitt. Mannens tilpasning har imidlertid indirekte betydning for kvinnens tilpasning siden hans arbeidsinntekt inngår i kvinnens arbeidsfrie inntekt. 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. Nyttefunksjonen antas å ha formen

$$(20) \quad U(C,L,j,k) = v(C,L)\epsilon_j(k)$$

der $v(\cdot)$ er en deterministisk funksjon, spesifisert som tidligere, $\{\epsilon_j(k)\}$ er stokastiske restledd som har egenskaper som er helt analoge til antakelsene under andre-generasjonsopplegget. Restleddene er her tillatt å avhenge av sektor fordi mange av jobbene i offentlig sektor kan tilby andre arbeidsoppgaver enn jobber i privat sektor. Budsjettbetingelsene og restriksjonen på arbeidstidene er som ovenfor. I tillegg er det innført såkalte «random effects» i de sektorspesifikke timelønnsrelasjonene. Husk at disse relasjonene er nødvendige for å predikere timelønn for de som ikke jobber. Dette kompliserer estimeringen av modellen vesentlig. For ytterligere detaljer om denne modellen viser jeg til Dagsvik (2003).

4.3.5 Funksjonsform avledet av forutsetninger om skalainvarians

I dette avsnittet skal jeg diskutere nærmere problemene knyttet til spesifisering av strukturdelen i nyttefunksjonen. Modellrammen utviklet ovenfor tillater forskeren å velge den type spesifisering som han finner hensiktsmessig. I kontrast til konvensjonell framgangsmåte skal jeg diskutere hvordan en kan si noe om funksjonsform basert på teoretiske prinsipper. Etter min mening er det ikke tilstrekkelig alene å bruke statistisk inferens til å bestemme funksjonsform og restleddsegenskaper. Dette har sin årsak i at klassen av a priori modellspesifiseringer er svært stor. Ideelt sett er det ønskelig å ha teoretisk begrunnede prinsipper til å avgrense klassen av mulige modellspesifiseringer til noen få alternativer før en kan benytte statistiske tester. Uten slike prinsipper vil det være vanskelig å bestemme den korrekte spesifiseringen 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. For eksempel har semi-parametriske metoder vist seg å være et nyttig verktøy til å representere uobserverbar heterogenitet (blandet modell) i varighetsanalyser (Heckman og Singer, 1986) samt i diskrete valgmodeller (McFadden og Train, 2000). Imidlertid må en i praksis foreta mer eller mindre ad hoc avgrensninger. I analyse av varighet vil en for eksempel ikke kunne la alle parametre i modellen være såkalte «random coefficients» med generell ikke-parametrisk fordeling (blandingsfordeling) fordi dette ville tilsvare at parametrene er individspesifikke (fixed effects), og disse lar seg ikke estimere unntatt i ekstreme tilfeller hvor forskeren har adgang til datasett med svært lange panel. Selv i de tilfellene der den individuelle modellen er velbegrunnet, kan det være problematisk å bestemme blandingsfordelingen ikke-parametrisk. Som for eksempel studien til Heckman og Walker (1990) belyser, er det ikke alltid nok å kjenne den individuelle strukturmodellen for å identifisere og estimere en ikke-parametrisk blandingsfordeling.

Jeg skal nå belyse hvordan visse typer plausible invariansprinsipper kan benyttes til å karakterisere den systematiske delen, $v(C,L)$, i nyttefunksjonen (9). For å lette framstillingen skal jeg først modifisere konsumdefinisjonen ved å definere C som disponibel inntekt minus nødvendig inntekt som trengs for å «overleve». Tilsvarende defineres L som gjenstående fritid etter at tid nødvendig for søvn og hvile er trukket fra. Videre husker vi at de stokastiske restleddene i nyttefunksjonen forutsettes å være ukorrelerte med jobbspesifikke arbeidstimer og timelønner. Anta nå at L_1, L_2 og C_1, C_2, C_1^*, C_2^* er gitte fritids- og konsumnivåer slik at (i); andelen aktører som foretrekker (C_1, L_1) fremfor (C_2, L_2) er mindre enn andelen som foretrekker (C_1^*, L_1) fremfor (C_2^*, L_2) .¹⁹ I så fall kan det synes rimelig å anta at det samme vil gjelde når alle konsumnivåene blir multiplisert med et vilkårlig positivt tall r , dvs. at andelen aktører som foretrekker (rC_1, L_1) fremfor (rC_2, L_2) er mindre enn andelen som foretrekker (rC_1^*, L_1) fremfor (rC_2^*, L_2) . 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 ovenfor, 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 når fritid og konsum «byter plass» og fritidsnivåene reskaleres. 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 (9) at nyttefunksjonen har en slik form siden (9) medfører at $U(C,L)$ har tolkningen

$$(21) \quad U(C,L) = v(C,L) \max_{k \in D(C,L)} \tilde{\epsilon}(Z_k) = v(C,L)\eta(C,L)$$

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

¹⁹ Med foretrekke er det her underforstått at aktøren foretrekker jobber som medfører de respektive konsum- og fritidsnivåene.

$$(22) \quad \ln v(C, L) = \beta_1 \frac{(C^{\alpha_1} - 1)}{\alpha_1} + \beta_2 \frac{(L^{\alpha_2} - 1)}{\alpha_2} + \beta_3 \frac{(C^{\alpha_1} - 1)(L^{\alpha_2} - 1)}{\alpha_1 \alpha_2}$$

der α_j og β_j er konstanter. Invariansprinsipper av denne typen er benyttet bl. a. i psykologi (psykofysikk), (se Falmagne, 1985). I Dagsvik og Strøm (1997, 2003) er dette invariansprinsippet postulert og drøftet, blant annet vises det at det impliserer (22). De diskuterer også hvorfor denne antakelsen er for streng når en har «metning». 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 en at nyttefunksjoner som CES og Stone-Geary faller ut som spesialtilfeller. For eksempel følger Stone-Geary nytte når $\beta_3 = \alpha_1 = \alpha_2 = 0$.²⁰ Selv om en skulle være skeptisk til holdbarheten til invariansprinsippet som ble formulert ovenfor, er det interessant at det gir oss muligheten til en tolkning av funksjonsformen (22).

4.3.6 Generalisering til to-person husholdninger

I de modellene som er diskutert ovenfor, ignorerer det at det i en husholdning kan være flere personer som foretar valg. Andre-generasjons modellopplegg diskutert ovenfor kan utvides til husholdninger med to beslutningstakere (mann og kone) som antas å maksimere en felles nyttefunksjon for husholdet. Modellen er helt analog til modellen med én aktør beskrevet ovenfor. Arbeid basert på denne typen modeller er rapportert i Dagsvik og Strøm (1988, 1992, 1994), Dagsvik et al. (1988a,c), Aaberge, Dagsvik og Strøm (1995), Aaberge, Colombino og Strøm (1999). La C , L_F og L_M være henholdsvis 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. Nyttefunksjonen antas å ha formen

$$(23) \quad U(C, L_F, L_M, k) = v(C, L_F, L_M) \varepsilon_k.$$

Budsjettbetingelsene er analoge til én-persons-husholdningen, dvs. jobbene har gitte time-lønner 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

$$(24) \quad C_k = f(H(k_F)W(k_F), H(k_M)W(k_M), I)$$

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, kan en utlede sannsynlighetstettheten for realiserte arbeidstider og time-lønner. Analogt til avsnitt 4.3.3 inngår mulighetstettheten $g_F(h_F, w_F) dh_F dw_F$, som kan 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 $g_M(h_M, w_M)$. Videre inngår størrelsen θ_F , som er et mål for gjennomsnittlig antall jobber som er tilgjengelig for kona, og tilsvarende θ_M , som er et mål for gjennomsnittlig antall jobber som er tilgjengelig for mannen. Vi innser at strukturen på modellen ovenfor er helt analog til modellen i én-person tilfellet. Den avledede sannsynlighetsmodellen for realisert tilbud er beskrevet nærmere i Dagsvik (2003).

²⁰ Husk at det i konsum og fritid er trukket fra nødvendighetskvanta.

4.4 Empiriske resultater og elastisiteter

Her skal jeg hovedsakelig rapportere resultater fra estimering av andre-generasjonsmodellene. 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), Aaberge et al. (1989), og Aaberge, Colombino og Strøm (1999). I motsetning til en glatt og konveks approksimasjon av skattesystemet, ble som nevnt tidligere, den eksakte skattefunksjonen benyttet i andre-generasjonsopplegget. I tillegg ble modellen utvidet til to-persons- husholdninger. Videre ble henholdsvis θ_F og θ_M antatt å avhenge av både kvinnens og mannens utdanning (målt i antall år). Med unntak av Aaberge, Colombino og Strøm (1999), ble den deterministiske delen av nyttefunksjonen antatt å ha formen

$$(25) \quad \ln v(C, L_F, L_M) = \frac{A(C^\beta - 1)}{\beta} + B_F \frac{(L_F^{\alpha_F} - 1)}{\alpha_F} + B_M \frac{(L_M^{\alpha_M} - 1)}{\alpha_M}$$

der A , α_F , α_M , β 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 (her betyr deltid ca. halv tid). Dette følger av en antakelse om at det er flere heltids- og deltidjobber tilgjengelige enn jobber med andre arbeidstider, mens jobber med andre arbeidstider enn heltid og deltid er like tilgjengelige. Høyden på puklene estimeres.

Dersom parameterestimaterne estimert på grunnlag av data for 1970/80 sammenliknes med estimatene basert på data fra 1986/87 (Dagsvik og Strøm, 1994) finner en at parametrene har endret seg lite bortsett fra parameteren A i (25) og parameteren som måler effekten av små barn, samt mulighetsindeksene θ_F og θ_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 $\ln\theta_F = a_F + b_M s_F$ for kona, og som $\ln\theta_M = a_M + b_M s_M$ for mannen, der s_F og s_M er utdanningens lengde for henholdsvis kona og mannen, mens a_F og a_M og b_F og b_M er ukjente parametre. Videre ble det funnet at mulighetsindeksen for kona, θ_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_F) på θ_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.

Tabell 1. Aggregat arbeidstilbudselastisiteter mhp. timelønn 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

Kilde: Dagsvik og Strøm (1994).

Tabell 2. Aggregat arbeidstilbudselastisiteter mhp. timelønn for inntektsgrupper, 1979

Type elastisitet			Menn		Kvinner	
			Egen	kryss	Egen	kryss
Sannsynligheten for å jobbe	Ukompensert	I	1,89	-1,04	1,85	-1,44
		II	0,09	-0,08	0,66	-0,29
		III	0,03	0,01	0,07	-0,03
	Kompensert	I	2,71	0,41	2,62	0,21
		II	0,07	-0,12	0,73	-0,19
		III	0,01	-0,05	0,03	-0,11
Gjennomsnittlig arbeidstid, gitt jobb	Ukompensert	I	0,29	-0,15	1,04	-1,04
		II	0,07	-0,09	0,78	-0,29
		III	0,03	-0,01	0,12	-0,06
	Kompensert	I	1,11	0,47	2,39	0,42
		II	0,09	-0,05	0,97	-0,17
		III	0,01	-0,02	0,05	-0,04
Gjennomsnittlig arbeidstid	Ukompensert	I	2,23	-1,18	3,09	-2,33
		II	0,16	-0,17	1,49	-0,57
		III	0,06	-0,01	0,19	-0,08
	Kompensert	I	4,15	0,88	5,68	0,68
		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: Dagsvik, Strøm og Aaberge (1995).

I vår modell tolkes altså økningen i yrkesdeltakingen fra 1979/80 til 1986/87 i vesentlig grad som et resultat av økningen i jobbmulighetsindeksene θ_F og θ_M . Dette er konsistent med at norsk økonomi var inne i en høykonjunktur i 1986/87. 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 kun som et resultat av endring i preferansene og den økonomiske budsjettbetingelsen.

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.

I tabell 1 og 2 har vi beregnet det vi har kalt aggregat-elastisiteter. Med dette menes at vi har beregnet elastisiteter på grunnlag av den simulerte endringen i jobbsannsynlighet og arbeidstid for hvert ektepar som et resultat av 10 prosent timelønnsøkning før skatt og deretter tatt gjennomsnittet over utvalget. Disse elastisitetene måler altså gjennomsnittseffekten i utvalget av timelønnsendring, og tar hensyn både til effekten av restleddene samt restriksjonene på jobbmuligheter.

For gifte kvinner ser vi av tabell 2 at elastisiteten av jobbsannsynligheten m.h.p. timelønn er 0,83, som er en god del høyere enn det vi fant for førstegenerasjonsmodellen.²¹ Med en yrkesprosent lik 70 følger det at gjennomsnittselastisiteten 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 gjennomsnittselastisitet for sannsynligheten for å jobbe på ca. 0,28. Dette tallet er klart lavere enn den tilsvarende aggregatelastisiteten for 1986/87 på 0,83. Fra tabell 3 ser vi at aggregatelastisitetene varierer sterkt m.h.t. 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. Spesielt er de kompenserte arbeidstidselastisitetene for kvinner i husholdningene som har de 10 prosent lavest inntekt svært høye (5,68). I en analyse basert på italienske data finner Aaberge, Colombino og Strøm (1999) enda mer ekstreme resultater, nemlig at den tilsvarende kompenserte elastisiteten for kvinner er 12,1. En mulig årsak til disse høye elastisitetene kan være at vi ikke i tilstrekkelig grad har tatt hensyn til uobserverbar heterogenitet i valgmengdene, jf. Røed (1997).

I rapporteringen av empiriske resultater har jeg her, som under første-generasjonsmodellen, nøyd meg med å rapportere timelønnselastisiteter. Imidlertid inneholder mange av de arbeidene jeg har referert til ovenfor en rekke interessante politikkekspirer (slik som endringer i skatte- og fradragregler) og fordelingskonsekvensene av disse. Det vil imidlertid føre for langt å diskutere disse her.

I tabell 3 rapporterer vi noen aggregatelastisiteter (ukompensert) som følger fra modellen med privat og offentlig sektor i avsnitt 4.3.4, hentet fra Dagsvik og Strøm (2003). I den empiriske formuleringen av denne modellen er de sektorspesifikke mulighetstetthetene antatt å være uniforme bortsett fra pukler for deltids- og heltidsintervall, analogt til ekteparmodellen ovenfor. Modellen er estimert på grunnlag av et utvalg hentet fra LU-95 og IN-94, se Dagsvik og Strøm (2003).

Resultatene i tabell 3 gjelder bare for vårt utvalg og kan ikke uten videre generaliseres til populasjonen fordi utvalget ikke er representativt.²²

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 den var 0,82 i utvalget fra 1986/87. Videre må en ta høyde for at modellene ikke er helt sammenlignbare fordi det i den sektorspesifikke modellen antas at ektemannens tilpasning er eksogent gitt.

²¹ 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.

²² Selv om utvalget ikke er representativt vil som kjent dette likevel ikke medføre skjevhet i parameterestimaten, såfremt modellen er korrekt spesifisert.

Tabell 3. Aggregat tilbudselastisiteter for to-sektor modellen

		Jobb- sannsynlig- het og arbeidstid	Lønnselastisiteter		
			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 arbeids- tid, gitt jobb i sektor	Off. sektor	1585	0,32	0,03	0,35
	Privat sektor	1632	0,03	0,29	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).

4.5 Utvikling av tredje-generasjons modellopplagg

Modellrammen som er utviklet under andre-generasjonsopplegget (der «prototypen» forelå ca. 1988) gir, som jeg 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 jeg har drøftet ovenfor, er det i andre-generasjonsopplegget satset på å begrunne representasjonen av preferansene til aktørene på tilbudssiden, mens 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 en 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 jeg vil kalle tredje-generasjons modellopplagg er ambisjonen nettopp å avklare tilbudsbegrepet og å generalisere andre-generasjonsopplegget slik at det blir konsistent med en tolkning der jobb-mulighetene bestemmes endogent, dvs., som et resultat av markeds-tilpasningen. Videre er ambisjonen å avlede strukturelasjoner som bestemmer mulighetsintensitetene $\{\theta_g(h,w)\}$ i likevekt.

Utgangspunktet i tredje-generasjons modellopplagg er at arbeidsmarkedet kan betraktes som et marked der «matching» spiller en sentral rolle, tilsvarende til ekteskapsmarkedet. Tilbydere har preferanser over jobb-attributter 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. Denne tilnærmingen kan ses på som en generalisering av modellopplaget til Tinbergen (1956), som jeg nevnte i avsnitt 2. Crawford og Knoer (1981) og Roth og Sotomayor (1990) har studert markeder med tosidig matching, noe jeg skal komme tilbake til nedenfor. Arbeidene til Crawford og Knoer, samt Roth og Sotomayor, kan imidlertid ikke uten videre benyttes til å avlede et eksplisitt rammeverk for empirisk modellering.

Jeg skal nå beskrive tilbuds- og etterspørselsfunksjoner i et slikt marked.²³ For å forenkle, antas det 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. Analogt til andre-generasjonsopplegget benyttes et stokastisk rammeverk, og det er følgelig hensiktsmessig å operere med probabilistiske tilbuds- og etterspørselsfunksjoner. Presis som under diskusjonen av andre-generasjonsopplegget mener vi med stokastisk rammeverk at nyttefunksjonene til aktørene i markedet innehol-

²³ Dette er analogt til inndeling av arbeidsmarkedet i delmarkeder, slik som for eksempel Ljones (1985) drøfter.

der stokastiske restledd for å kunne representere uobserverbar heterogenitet i preferanser, samt begrenset rasjonalitet.²⁴ En arbeiders (tilbyder) tilbudsansynlighet defineres som sannsynligheten for at arbeideren skal foretrekke å jobbe i en bestemt bedrift, gitt en bestemt valgmengde av tilgjengelige bedrifter med tilhørende arbeidstider, timelønner og andre attributter. Tilsvarende defineres etterspørselsansynligheten til en bedrift som sannsynligheten for at bedriften 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 på både 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», skal jeg her følge Roth og Sotomayor og benytte begrepet *stabil matching*. Med *matching* menes 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 jeg 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 jeg 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. Det vil imidlertid føre for langt å gå inn på en detaljert formell beskrivelse av denne modellrammen i denne artikkelen, og jeg viser derfor til oversikten gitt i Dagsvik (2003) for en mer utførlig beskrivelse av modellopplegget.

Hittil har jeg ikke konkretisert hva som presist menes med valgmengdene til aktørene. I dette øyemed skal jeg gi et eksempel på en algoritme som gir en stabil *matching*, nemlig Deferred acceptance algoritmen som ble nevnt overfor.²⁵ Som nevnt, antas arbeidere og bedrifter å kunne rangere potensielle partnere i markedet. Verken tilbydere eller etterspørere 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 aviser alle bortsett fra det mest attraktive tilbudet. Alle tilbyderne 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 tilbyderens 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) er 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

²⁴ 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.

²⁵ Denne algoritmen brukes faktisk på arbeidsmarkedet for turnuskandidater og sykehus i England og USA til å fordele kandidater på sykehus.

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 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 definisjonen ovenfor.

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 prosedyren 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 algoritmen ovenfor. 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 aktørens valgmengde 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 spillets gang.

Relasjonene som er spesifiserte i denne modellrammen 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, dvs. de gjelder for en hvilken som helst matchealgoritme såfremt prosedyren gir stabil matching.²⁶ 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 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 sentrale teoretiske og metodiske strategier som har vært fulgt. Noen av de empiriske resultatene har også blitt presentert. For ikke å sprengte 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. Videre henviser jeg til Dagsvik (2003) for en mer utfyllende oversikt. Dette gjelder for eksempel modellering av arbeidstilbud og barnepass (Kornstad og Thoresen, 2002, 2003), aktørers tilpasning som selvstendig og lønnstaker (Arneberg, Dagsvik og Jia, 2002), dynamiske analyser (Kornstad, 1995) samt diskusjon av dataproblemer og debatt på grunnlag av modellene diskutert her.

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 vært 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 den alternative tilnærmingen som

²⁶ Denne egenskapen er analog til tradisjonell modellering av likevektsrelasjonene i et marked, der som kjent likevektsrelasjonene ikke avhenger av prosessen som har ført fram til likevekt.

skisseres ovenfor, enn ved bruk av mer konvensjonelle tilnærminger. Dette gjelder ikke minst for situasjoner der skatte- og fradragregler kan medføre 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, i strukturell forstand, 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 spesifikasjoner (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 de empiriske resultatene som er oppnådd så langt, og det er ikke helt klart hva dette skyldes. En svakhet ved de empiriske analysene som er utført er at en antakelig ikke har greidd å ta hensyn til uobserverbar heterogenitet i preferanser og muligheter i befolkningen på en fullt ut tilfredstillende måte. For eksempel, er det slik at de som har samme alder og utdanningslengde antas å stå overfor samme fordeling av mulige timelønninger. Gitt alder og utdanningslengde antas det altså at det ikke er korrelasjon mellom jobbenes attraktivitet og aktørenes (uobserverte) kvalifikasjoner. Som Røed (1997) har vært inne på, kan dette føre til at mulighetene som de med (uobservert) svake kvalifikasjoner står overfor blir over-representert i modellen og dermed at lønnselastisitetene for de med lav inntekt blir overestimert. Dette kan muligens være noe av forklaringen på at noen av tilbudselasititetene for de med 10 prosent lavest inntekt er svært høye, jf. tabell 2.

Selv om forskning på arbeidstilbud i SSB har resultert i en rekke publikasjoner i velrenommerte tidsskrift, tror jeg det er riktig å si at mange forskere er avventende til den type tilnærming andre-generasjonsopplegget representerer. 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 dette alternativet 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 ideene 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 at det gjenstår mye arbeid med etablering av bedre datagrunnlag, empirisk spesifisering og estimering før en kan gjøre seg håp om å oppnå robuste resultater. Som jeg har pekt på flere ganger er vi imidlertid her i godt selskap med forskere i andre miljøer, jf. sitatet jeg innledet denne artikkelen med. Spesielt vil det være viktig å etablere paneldatasett som vil kunne bidra til å redusere uobservert heterogenitet m.h.p. personers kvalifikasjoner og preferanser. Som jeg har vært inne på i avsnitt 3, er det imidlertid min oppfatning at konvensjonelle paneldata ikke alene er tilstrekkelig til, på en avgjørende måte, å komme videre i dette spørsmålet. Det er på tide å satse mer på å kombinere konvensjonelle data med hva Frisch kalte «intervju-metoden» (Bjerkholt, 1995), og som nå går under betegnelsen «stated preference» metoder. Disse metodene har eksempelvis vært benyttet en del innen transportanalyser men, meg bekjent, ikke spesifikt til å studere problemene knyttet til modellspesifisering, slik som drøftet i avsnitt 4.3.5.²⁷ Det vil videre være interessant å benytte slike metoder til å undersøke hvordan, og i hvilken grad, aktørenes nyttefunksjoner avhenger av ikke-pekuniære jobbattributter, og hvilke ikke-pekuniære attributter som er viktige.

²⁷ En tidlig anvendelse av Stated preference metoden innen transportanalyser er det såkalte BART prosjektet (Bay Area Rapid Transit), se McFadden (2001).

Referanser:

- Altonji, J. G. og C. H. Paxson (1988): «Labor supply preferences, hours constraints and hours-wage trade-offs», *Journal of Labor Economics*, **6**, 254-276.
- Arneberg, M., J. K. Dagsvik og Z. Jia (2002): «Labor market modeling recognizing latent job attributes and opportunity constraints. An empirical analysis of labor market behavior of Eritrean women», Discussion Papers no. 331, Statistisk sentralbyrå.
- Attanasio, O. P. og M. Browning (1995): «Consumption over the life cycle and over the business cycle», *American Economic Review*, **85**, 1118-1137.
- Ben-Akiva, M. og T. Watanatada (1981): «Application of a continuous spacial choice logit model», i C. F. Manski og D. McFadden (red.), *Structural Analysis of Discrete Data*. MIT Press, Cambridge.
- Ben-Akiva, M., N. Litinas og K. Tsunokawa (1985): «Spatial choice: The continuous logit-model and distribution of trips and urban densities», *Transportation Research A*, **19A**, 119-154.
- Bjerkholt, O. (1995): «Introduction: Ragnar Frisch, the originator of econometrics», i O. Bjerkholt (red.), *Foundation of Modern Econometrics. The Selected Essays of Ragnar Frisch*, (1995), Vol. I, Edward Elgar, Aldershot, UK.
- Blundell, R. (1987): «Econometric approaches to the specification of life-cycle labour supply and commodity demand behaviour», *Econometric Reviews*, **5**, 103-165.
- Blundell, R. (2001): «James Heckman's contributions to economics and econometrics», *Scandinavian Journal of Economics*, **103**, 191-203.
- Blundell, R., A. Duncan og C. Meghir (1998): «Estimating labor supply responses using tax reforms», *Econometrica*, **66**, 827-861.
- Blundell, R. og T. E. MaCurdy (1999): «Labor supply: A review of alternative approaches», i O. Ashenfelter and D. Card (red.), *Handbook of Labor Economics*, Vol. **3**, 1559-1695.
- Crawford, V. P. og E. M. Knoer (1981): «Job matching with heterogeneous firms and workers», *Econometrica*, **49**, 437-450.
- Dagsvik, J. K. (1987): «A modification of Heckman's two stage estimation procedure that is applicable when the budget set is convex», Discussion Papers no. 28, 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. (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. (2003): «Hvordan skal arbeidstilbudseffekter tallfestes? En oversikt over den mikrobaserte arbeidstilbudsforskningen i Statistisk sentralbyrå», Notat 2003/71, Statistisk sentralbyrå (http://www.ssb.no/emner/06/90/notat_200371/notat_200371.pdf)
- Dagsvik, J. K. og A. Karlstrøm (2004): «Compensating variation and Hicksian choice probabilities in random utility models that are nonlinear in income», Manuskript, Statistisk sentralbyrå. Kommer i *Review of Economic Studies*.
- Dagsvik, J. K., I. A. K. Andersson, S. Strøm og T. Wennemo (1988a): «Non-convex budget set, hours restrictions and labor supply in Sweden», Discussion Papers no. 33, Statistisk sentralbyrå.
- Dagsvik, J. K., F. Laisney, S. Strøm og J. Østervold (1988b): «Female labour supply and the tax benefit system of France», *Annales d'Economie et de Statistique*, **11**, 5-40.
- 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., O. Ljones, S. Strøm, T. Wennemo og R. Aaberge (1988c): «Arbeidstilbud, skatt og inntektsfordeling» (Labor supply, taxes and income distribution), i H. Torp (red.), *Når godene skal deles*. ad Notam, Oslo.

- Dagsvik, J. K. og S. Strøm (1988): «A labor supply model for married couples with non-convex budget sets and latent rationing», Discussion Papers no. 36, Statistisk sentralbyrå.
- Dagsvik, J. K. og S. Strøm (1992): «Labor supply with non-convex budget sets, hours restriction and non-pecuniary job-attributes», Discussion Papers no. 76, Statistisk sentralbyrå.
- Dagsvik, J. K. og S. Strøm (1994): «Labor supply with non-convex budget sets, hours restrictions and non-pecuniary job-attributes», Manus, Statistisk sentralbyrå. (Revidert versjon av Dagsvik og Strøm, 1992.)
- Dagsvik, J. K. og 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, Universitetet i Oslo. (Revidert versjon, 1999).
- Dagsvik, J. K. og S. Strøm (2003): «Analyzing labor supply behavior with latent job opportunity sets and institutional choice constraints», Discussion Papers no. 344, Statistisk sentralbyrå.
- Dickens, W. og 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.
- Fridstrøm, L. (1984): «Individual labour supply in Norway», Samfunnsøkonomiske studier, no. 58, Statistisk sentralbyrå.
- Frisch, R. (1926): »Kvantitativ formulering av den teoretiske økonomikkens lover», *Statsøkonomisk Tidsskrift*, **40**, 299-334.
- Frisch, R. (1948): »Repercussion studies at Oslo», *American Economic Review*, **38**, 367-372.
- Frisch, R. (1954): «Statistical versus theoretical relations in economic macrodynamics», I O. Bjerkholt (red.), *Foundation of Modern Econometrics. The Selected Essays of Ragnar Frisch*, (1995), Vol. I, 272-287.
- Frisch, R. (1970): «From utopian theory to practical applications: The case of econometrics», Nobelforedrag, 17 juni, 1970, i O. Bjerkholt (red.), *Foundation of Modern Econometrics. The Selected Essays of Ragnar Frisch*, (1995), Vol. II, 501-531.
- Frisch, R. (1971): «Cooperation between politicians and econometricians on the formalization of political preferences», *The Federation of Swedish Industries*.
- Greene, W. H. (1993): *Econometric Analysis*. Prentice-Hall Inc. Englewood Cliffs, (second edition), New Jersey.
- Hausman, J. A. (1981): «Labor supply», i H. Aaron og J. Pechman (red.), *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. (1981): «Heterogeneity and state dependence», i S. Rosen (red.), *Studies in Labor Markets*. University of Chicago Press, Chicago.
- Heckman, J. J. og T. E. MaCurdy (1980): «A life cycle model of female labour supply», *Review of Economic Studies*, **47**, 47-74.
- Heckman, J. J. og B. Singer (1986): «Econometric analysis of longitudinal data», I Z. Griliches og M.D. Intriligator (red.), *Handbook of Econometrics III*. North-Holland, Amsterdam.
- Heckman, J. J. og J. Walker (1990): «Estimating fecundability from data on waiting times to first conception», *Journal of the American Statistical Association*, **85**, 283-294.
- Holst, K. (1986): »En logitmodell for analyse av gifte kvinners arbeidstilbud», Interne notater, 86/23, Statistisk sentralbyrå.
- Holst, K., S. Strøm, G. Wagenhals og J. Østervold (1988): «Female labor supply and taxes in the Federal Republic of Germany», Memorandum no. 5, Økonomisk Institutt, UiO.
- 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*, **12**, Supplement.
- Ilmakunnas, S. og S. Pudney (1990): «A model of female labour supply in the presence of hours restrictions», *Journal of Public Economics*, **41**, 183-210.
- Kapteyn, A., P. Kooreman og A. van Soest (1990): «Quantity rationing and concavity in a flexible household labor supply model», *Review of Economics and Statistics*, **62**, 55-62.
- Killingsworth, M. R. (1983): *Labor Supply*. Cambridge University Press, New York.
- Killingsworth, M. R. og J. J. Heckman (1986): «Female labor supply: A survey», i O. Ashenfelter og L. Layard (red.), *Handbook of Labor Economics*, Vol. **1**, 104-204.
- Kornstad, T. (1995): «Empirical life cycle models of labour supply and consumption», *Sosiale og økonomiske studier*, no. 91, Statistisk sentralbyrå.
- Kornstad, T. og T. O. Thoresen (2002): «A discrete choice model for labor supply and child care», Discussion Papers no. 315, Statistisk sentralbyrå.
- Kornstad, T. og T. O. Thoresen (2003): «Means-testing the child benefit», Kommer i *Review of Income and Wealth*.
- Ljones, O. (1979): »Kvinnens yrkesdeltaking i Norge», *Sosiale og økonomiske studier*, nr. 39, Statistisk sentralbyrå.
- Ljones, O. (1985): »Utviklingen av arbeidsmarkedsmodeller i Statistisk sentralbyrå», Rapporter, 85/16, Statistisk sentralbyrå.
- Ljones, O. og S. Strøm (1987): »Tilbud av arbeid i Sverige», Bilaga 15 till Långtidsutredningen, 1987, Finansdepartementet i Sverige.
- 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», i J. J. Heckman og B. Singer (red.), *Longitudinal Analysis of Labor Market data*. Econometric Society Monographs, Cambridge University Press.
- Mas-Colell, A. og M. D. Whinston (1995): *Microeconomic Theory*. Oxford University Press, New York.
- McFadden, D. (1978): «Modelling the choice of residential location», i A. Karlquist, L. Lundquist, F. Snickars og J. J. Weibull (red.), *Spatial Interaction Theory and Planning Models*. North Holland, Amsterdam.
- McFadden, D. og K. Train (2000): «Mixed MNL models for discrete response», *Journal of Applied Econometrics*, **15**, 447-470.
- McFadden, D. (2001): «Economic choices», *American Economic Review*, **91**, 351-378.
- 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. (1976): «Taxes in a labor supply model with joint wage-hours determination», *Econometrica*, **44**, 485-508.
- Roth, A. E. og 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. og 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.
- Rønsen, M. (2002): «Family policy and after-birth employment among new mothers-a comparison of Finland, Norway and Sweden», *Journal of Population*, **18**, 121-152.
- Strøm, S. og G. Wagenhals (1991): «Female labour supply in the Federal Republic», *Jahrbucher fur Nationalökonomie und Statistik*, **208**, 575-595.

- Tinbergen, J. (1956): «On the theory of income distribution», *Weltwirtschaftliches Archiv*, **77**, 156-175.
- Tversky, A. (1969): «Intransitivity of preferences», *Psychological Review*, **76**, 31-48.
- van Soest, A. (1994): «Structural models of family labor supply. A discrete approach», *Journal of Human Resources*, **30**, 63-88.
- van Ophem, H., J. Hartog og W. Vijverberg (1993): «Job complexity and wages», *International Economic Review*, **34**, 853-872.
- Wales, T. J. og A. D. Woodland (1979): «Labor supply and progressive taxes», *Review of Economic Studies*, **46**, 83-95.
- Aaberge, R., U. Colombino, U. og 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., J. K. Dagsvik, O. Ljones, S. Strøm og T. Wennemo (1989): »Skatt, arbeidstilbud og inntektsfordeling», *Nordiska skattevetenskapliga forskningsrådets skriftserie*. NSFS 22, Allmenna Förlaget, Göteborg.
- Aaberge, R., J. K. Dagsvik og S. Strøm (1990a): «Labor supply, income distribution and excess burden of personal income taxation in Sweden», Discussion Papers no. 53, Statistisk sentralbyrå.
- Aaberge, R., J. K. Dagsvik og S. Strøm (1990b): «Labor supply, income distribution and excess burden of personal income taxation in Norway», Discussion Papers no. 54, Statistisk sentralbyrå.
- Aaberge, R., J. K. Dagsvik og S. Strøm (1995): «Labor supply responses and welfare analysis of tax reforms», *Scandinavian Journal of Economics*, **97**, 635-659.

Recent publications in the series Reprints

- 232 A. Bruvoll, B. Halvorsen and K. Nyborg (2003): Households' recycling efforts. Reprint from *Resources, Conservation and Recycling* **36** (2002, 18s). Elsevier Science, UK, 337-354.
- 233 E. Lie (2003): The Rise and Fall of Sampling Surveys in Norway, 1875-1906. Reprint from *Science in Context* **15** (3) (2002, 25s). Cambridge University Press, UK, 385-409.
- 234 R. Aaberge (2003): Sampling errors and cross-country comparisons of income inequality. Reprint from *Journal of Income Distribution* **10** (1) (2001, 8s). Rutgers University, USA, 75-82.
- 235 T. Noack and L. Østby (2003): Free to choose - but unable to stick to it? Norwegian fertility expectations and subsequent behaviour in the following 20 years. Reprint from E. Klijzing and M. Corijn (eds.): *Dynamics of fertility and partnership in Europe. Insights and lessons from comparative research*, Chapter 7, Vol. II, (2002, 14s), United Nations, Geneva, Switzerland, 103-116.
- 236 R. Bjørnstad og P.R. Johansen (2003): Desentralisert lønnsdannelse: Avindustrialisering og økt ledighet selv med et tøffere arbeidsliv. Særtrykk fra *Norsk Økonomisk Tidsskrift* **116** (2002, 30s), Samfunnsøkonomenes forening, Oslo, 69-98.
- 237 B. Bye and K. Nyborg (2003): Are Differentiated Carbon Taxes Inefficient? A General Equilibrium Analysis. Reprint from *The Energy Journal* **24** (2) (2003, 18s), Energy Economic Education Foundation, Cleveland, USA, 95-112.
- 238 J.E. Roemer et al. (2003): To what extent do fiscal regimes equalize opportunities for income acquisition among citizens? Reprint from *Journal of Public Economics* **87** (2003, 27s), Elsevier Science, UK, 539-565.
- 239 A. Bruvoll, T. Fæhn and B. Strøm (2003): Quantifying central hypotheses on environmental Kuznets curves for a rich economy: A computable general equilibrium study. Reprint from *Scottish Journal of Political Economy* **50** (2) (2003, 25s), Scottish Economic Society, UK, 149-173.
- 240 E. Biørn, K.-G. Lindquist, T. Skjerpen (2003): Random Coefficients in Unbalanced Panels: An Application on Data From Chemical Plants. Reprint from *Annales d'Économie et de Statistique* **69** (2003, 29s), Groupement Scientifique ADRES, France, 55-83.
- 241 A. Bruvoll (2003): Factors Influencing Solid Waste Generation and Management. Reprint from *The Journal of Solid Waste Technology and Management* **27** (3&4), Nov. 2001 (2001, 7s), Widener University, USA, 156-162.
- 242 J.F. Bjørnstad (2003): Likelihood and Statistical Evidence in Survey Sampling. Reprint from *Statistics in Transition* **6** (1) (2003, 9s). The Polish Statistical Association, Poland, 23-31.
- 243 A. Bruvoll and H. Medin (2003): Factors Behind the Environmental Kuznets Curve. A Decomposition of the Changes in Air Pollution. Reprint from *Environmental and Resource Economics* **24** (2003, 22 s). Kluwer Academic Publishers, The Netherlands, 27-48.
- 244 B. Bye, S. Kverndokk and K.E. Rosendahl (2003): Mitigation Costs, Distributional Effects, and Ancillary Benefits of Carbon Policies in the Nordic Countries, the U.K., and Ireland. Reprint from *Mitigation and Adaptation Strategies for Global Change* **7** (2002, 28s). Kluwer Academic Publishers, The Netherlands, 339-366.
- 245 K.O. Aarbu and J.K. Mackie-Mason (2003): Explaining Underutilization of Tax Depreciation Deductions: Empirical Evidence from Norway. Reprint from *International Tax and Public Finance* **10** (2003, 29s). Kluwer Academic Publishers, The Netherlands, 229-257.
- 246 H. Brunborg, T. Hovde Lyngstad and H. Urdal (2003): Accounting for Genocide: How Many Were Killed in Srebrenica? Reprint from *European Journal of Population* **19** (2003, 20s). Kluwer Academic Publishers, The Netherlands, 229-248.
- 247 A. Melchior and K. Telle (2003): Global Income Distribution 1965-98: Convergence and Marginalisation. Reprint from *Forum for Development Studies* **1** (2001, 24 s). NUPI, Oslo, 75-98.
- 248 B. Bye and T. Åvitsland (2003): The welfare effects of housing taxation in a distorted economy: a general equilibrium analysis. Reprint from *Economic Modelling* **20** (2003, 27s). Elsevier Science, UK, 895-921.
- 249 R. Aaberge, A. Björklund, M. Jäntti, M. Palme, P.J. Pedersen, N. Smith and T. Wennemo (2003): Income inequality and income mobility in the Scandinavian countries compared to the United States. Reprint from *Review of Income and Wealth* **48** (4) (2002, 27s), New York University, New York, USA, 443-469.
- 250 R. Aaberge and A. Langørgen (2003): Fiscal and spending behavior of local governments: Identification of price effects when prices are not observed. Reprint from *Public Choice* **117**

- (2003, 37s), Kluwer Academic Publishers, The Netherlands, 125-161.
- 251 L.C. Zhang (2003): Simultaneous Estimation of the Mean of a Binary Variable from a Large Number of Small Areas. Reprint from *Journal of Official Statistics* **19** (3) (2003, 11s), Statistics Sweden, 253-263.
- 252 A. Bruvold and B.M. Larsen (2003): Greenhouse gas emissions in Norway: do carbon taxes work? Reprint from *Energy Policy* **32** (2004, 13s), Elsevier Science, UK, 493-505.
- 253 B. Holtmark (2003): Russian behaviour in the market for permits under the Kyoto Protocol. Reprint from *Climate Policy* **3** (2003, 17s), Elsevier Science, UK, 399-415.
- 254 K.G. Salvanes and S.E. Førre (2004): Effects on Employment of Trade and Technical Change: Evidence from Norway. Reprint from *Economica* **70** (2003, 37s), Blackwell Publishing, Oxford, UK, 293-329.
- 255 Å. Cappelen, F. Castellacci, J. Fagerberg and B. Verspagen (2004): The Impact of EU Regional Support on Growth and Convergence in the European Union. Reprint from *JCMS* **41** (4) (2003, 24s), Blackwell Publishing, Oxford, UK, 621-644.
- 256 J. Aasness, E. Biørn and T. Skjerpen (2004): Distribution of preferences and measurement errors in a disaggregated expenditure system. Reprint from *Econometrics Journal* **6** (2003, 27s), Blackwell Publishing, Oxford, UK, 374-400.
- 257 J.F. Bjørnstad (2004): Statistisk sentralbyrås generelle utvalgsplan. Særtrykk fra *Norsk Epidemiologi* **2003** **13** (2) (2003, 4s). NTNU, Trondheim. 219-222.
- 258 M. Rege and K. Telle (2004): The impact of social approval and framing on cooperation in public good situations. Reprint from *Journal of Public Economics* **88** (2004, 20s). Elsevier Science, UK, 1625-1644.
- 259 E. Biørn and T. Skjerpen (2004): Aggregation biases in production functions: a panel data analysis of Translog models. Reprint from *Research in Economics* **58** (2004, 27s). Elsevier Science, UK, 31-57.
- 260 S. Kverndokk, K.E. Rosendahl and T.F. Rutherford (2004): Climate Policies and Induced Technological Change: Which to Choose, the Carrot or the Stick? Reprint from *Environmental and Resource Economics* **27** (2004, 21s). Kluwer Academic Publishers, The Netherlands, 21-41.
- 261 J. Heldal, J. Bjørnstad, A.G. Hustoft, D.Q. Pham, D. Roll-Hansen and L.-C. Zhang (2004): Statistical research at Statistics Norway. Reprint from *Research in Official Statistics* **1** (2002, 7s). Eurostat, Luxembourg, 105-111.
- 262 T. Kornstad and T.O. Thoresen (2004): Means-Testing the Child Benefit. Reprint from *Review of Income and Wealth* **50** (1) (2004, 21s). Blackwell Publishing, UK, 29-49.
- 263 L.-C. Zhang (2004): Nonparametric Markov chain bootstrap for multiple imputation. Reprint from *Computational Statistics & Data Analysis* **45** (2004, 11s.). Elsevier Science, UK, 343-353.
- 264 A. Langørgen (2004): Needs, economic constraints, and the distribution of public home-care. Reprint from *Applied Economics* **36** (2004, 12 s.), Routledge, Taylor & Francis Ltd., UK, 485-496.
- 265 L.-C. Zhang and R.L. Chambers (2004): Small area estimates for cross-classifications. Reprint from *Journal of The Royal Statistical Society, Series B*, **66** (2) (2004, 18s), Blackwell Publishing, UK, 479-496.
- 266 L.-C. Zhang (2004): Simultaneous Estimation under Nested Error Regression Model. Reprint from *Statistics in Transition* **6** (5), April 2004 "Special Issue" (2004, 11s), The Polish Statistical Association, Warszawa, Poland, 655-665.
- 267 T.O. Thoresen (2004): Reduced Tax Progressivity in Norway in the Nineties: The Effect from Tax Changes. Reprint from *International Tax and Public Finance* **11** (4), August 2004 (2004, 20s), Springer (Kluwer Academic Publishers), The Netherlands, 487-506.
- 268 E. Røed Larsen (2004): From Data to Decision: The Three Elements of Policymaking Illustrated by The Case of Global Warming. Reprint from *Nordic Journal of Political Economy* **29** (2) (2003, 22 s). NOPEC, Oslo. 133-154.
- 269 E. Røed Larsen and D.E. Sommervoll (2004): Rising Inequality of Housing: Evidence from Segmented House Price Indices. Reprint from *Housing, Theory and Society* **21** (2) (2004, 12 s). Taylor & Francis, Sweden, 77-88.
- 270 J.K. Dagsvik (2004): Hvordan skal arbeidstilbudseffekter tallfestes? En oversikt over den mikrobaserte arbeidstilbudsforskningen i Statistisk sentralbyrå. Særtrykk fra *Norsk Økonomisk Tidsskrift* **118** (2004, 32s). Samfunnsøkonomenes Forening, Oslo, 22-53.