



John K. Dagsvik

Hvordan skal arbeidstilbudseffekter tallfestes?

En oversikt over den mikrobaserte
arbeidstilbudsforskningen i
Statistisk sentralbyrå

1. Innledning*

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

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

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

Den arbeidstilbudsforskningen som diskuteres i denne artikkelen er motivert av et ønske om å besvare spørsmål av følgende type: (i) Hva er tilbudseffekten av endringer i økonomiske rammebetingelser? (skatter og overføringer), (ii) Hvor store er eventuelle intertemporale substitusjonseffekter? (iii) Kan livsløpsmodeller forklare konjunktursvingninger? (iv) Kan arbeidstilbudsmodellene forklare økningen i gifte kvinners sysselsetting? For å svare på problemstillinger av denne typen, er det nødvendig å etablere en økonomisk atferdsmodell som kan benyttes til å simulere de ønskede politikkeffekter. Til

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

det trengs en plausibel teori for det fenomenet en skal studere, samt at det metodiske opplegget for tallfesting er basert på teorien, eller i det minste er konsistent med denne. Uten et slikt teoretisk fundert rammeverk blir det vanskelig å tolke empiriske sammenhenger i forhold til de anvendte problemstillingene som studeres.

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

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

Problemen knyttet til å finne et teoretisk rammeverk som samtidig er økonometrisk "håndterbart" har ført til at det ofte er stor avstand mellom teori og den konkrete økonometriske spesifikasjonen. Økonomiske teorier er typisk generelle og stiliserte, og i overveiende grad "kvalitative" i den forstand at de gir liten veiledning i hvordan den økonometriske spesifikasjonen m.h.p. funksjonsformer og restleddsegenskaper skal utformes. Det er derfor vanskelig å unngå at spesifikasjoner blir basert på arbitrære funksjonsformer og restleddsegenskaper. I tillegg kommer at informasjonen som 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 bedriftenes valg av type kompetanse hos arbeidstokken), ikke-standard budsjettbetingelser og kvantumsrestriksjoner. Forskeren står videre overfor krevende metodiske problemer i analysen på grunn av at data i mange sammenhenger ikke kan betraktes som generert av et tilfeldig trukket utvalg (gitt relevante forklaringsvariable), men har vært påvirket av seleksjonsmekanismer. For eksempel vil forskeren stå overfor et seleksjonsproblem når han skal analysere hvordan personers timelønn i en bestemt sektor i arbeidsmarkedet avhenger av utdanning og erfaring, fordi utvalget av de som jobber i sektoren (og som er de en normalt har lønnsobservasjoner for) ikke nødvendigvis kan betraktes som et tilfeldig trukket utvalg. De som befinner seg i sektoren kan ha valgt å jobbe der, blant annet fordi de er motiverte til å utføre oppgaver som de er flinke til, og som er spesifikke for sektoren. Følgelig kan resultatet bli at de (i gjennomsnitt) oppnår høyere lønn enn de ville ha fått i andre sektorer. Dette kunne en ha kontrollert for dersom relevante forklaringsvariable var tilgjengelige, men som regel er viktige variable uobserverbare. Likeledes er det et vesentlig problem at tilbyderne har ulike preferanser for fritid og konsum, og at en på langt nær er i stand til å kontrollere for denne heterogeniteten ved å benytte konvensjonelt tilgjengelige person- eller familiekjennetegn.

Et vanlig framgangsmåte for modellering av arbeidstilbud er å ta utgangspunkt i læreboksmodellen, som er en variant av teorien for konsumentenes tilpasning. En antar i dette oppsettet at tilbyderen fritt kan tilpasse fritid og konsum fritt under den økonomiske budsjettbetingelsen. Tilbyderen forutsettes å stå overfor én og kun en (individspesifikk) timelønnsrate i markedet og antas å være indifferent m.h.p. hvilke aktiviteter som skal utføres i markedet. Et sentralt spørsmål er om denne modelleringsrammen er det mest hensiktsmessige utgangspunkt for å analysere et marked som arbeidsmarkedet. Dette fordi det synes åpenbart at fritid og konsum kun er to, blant flere jobberelaterte variable, som tilbyderen har preferanser over og tar hensyn til i sin tilpasning. For mange utenfor snevre økonommiljøer, kan det synes opplagt at variable som type arbeid, representert ved ikke-pekuniære jobb- attributter, burde vært tatt hensyn til under modelleringen. Slike attributter kan til og med tenkes å være mer betydningsfulle enn arbeidstid. Et ekstremt eksempel på dette finner en blant kunstnere, intellektuelle og forskere, der type aktivitet utført i jobbsammenheng representerer et helt vesentlig middel til selvrealisering. Med andre ord har jobben for disse gruppene mer preg av å være en fascinerende og lystpreget aktivitet enn en byrde à la Mosebokens; "i ditt ansikts sved skal du tjene ditt brød". Et annet særtrekk ved arbeidsmarkedet er at arbeidstid og timelønn kan være jobbspesifikke, i tillegg til at

jobbene er karakteriserte ved ikke-pekuniære attributter som antydnet overfor. Det å endre arbeidstid vil derfor i et slikt regime medføre å skifte "jobb" (Altonji og Paxson, 1988).¹

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

Her har en nettopp som utgangspunkt at hver aktør (tilbyder) står overfor en latent (for forskeren) mengde av tilgjengelige jobber. Jobbene er karakterisert ved arbeidstid og timelønn samt latente ikke-pekuniære attributter. For en gitt jobb er altså arbeidstiden og timelønna antatt gitte. Eventuelle begrensninger på arbeidstiden (til heltid eller deltid) som aktøren står overfor, vil i dette opplegget bli tolket slik at det er mange flere tilgjengelige jobber i markedet med deltid -eller heltids- arbeidstider, enn jobber med andre arbeidstider. I utgangspunktet står en overfor en betydelig utfordring i og med at sentrale jobbspesifikke attributter ikke er observerbare (for forskeren). De individspesifikke valgmengdene av mulige jobber er heller ikke observerbare, og det er ikke engang klart hvordan disse presist skal defineres, og hvilken informasjon det er rimelig å anta at tilbyderne har om sine respektive valgmengder. Bidrag til uobserverbar heterogenitet i dette opplegget vil altså komme både fra heterogenitet i preferanser over jobbattributter, og fra heterogenitet i valgmengdene av jobber over populasjonen.

Denne artikkelen er organisert på følgende måte. I det neste avsnitt beskrives noen trekk i utviklingen på feltet. I avsnitt 3 diskuteres problemet knyttet til spesifisering av funksjonsform og restleddsegenskaper. I avsnitt 4 beskrives ulike tilnæringer og noen empiriske resultater fra den mikrobaserte arbeidstilbudsforskningen i SSB. Avsnitt 5 refererer til andre miljøer som benytter noen

¹ 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.

av de modelltilnæringer som omtales nedenfor, samt noen relevante utredninger og debatter. I avsnitt 6 diskuteres noen problemer og svakheter ved de empiriske analysene.

2. Enkelte trekk i utviklingen av arbeidstilbudsmodeller

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

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

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

Andre forskere har senere modifisert rammeverket for arbeidstilbudsanalyser for å kunne ta hensyn til spesielle typer ikke-lineære budsjettbetingelser som følger dersom en tar hensyn til skattesystemet. Strukturen i skattesystemene i flere land innebærer at budsjettmengden kan være såkalt ikke-konveks, og det blir dermed betydelig mer komplisert å representere tilbyderens optimeringsproblem. Nærmere bestemt skyldes dette at skattesystemet medfører at marginals kattene ikke er overalt stigende med inntekt. De vanlige førsteordens betingelser der skyggelønn (den marginale substitusjonsbrøk mellom fritid og konsum) settes lik marginal timelønn (marginale kriterier) kan i denne situasjonen være utilstrekkelig til å bestemme arbeidstilbudet, og en må i så fall ty til *globale kriterier*, dvs. en må

basere seg på å sammenlikne nyttenivåer. Hausman (1981, 1985) og andre har gitt viktige bidrag til å modellere denne typen situasjoner der budsjettmengdene kan være ikke-konvekse og representert ved stykkevis lineære budsjettbetingelser med knekkpunkter. Den tilnærmingen Hausman utviklet er ofte kalt Hausman-metoden. Hausman-metoden er komplisert å bruke, spesielt dersom en ønsker å modellere den simultane tilpasning for ektepar. For å gjøre Hausman-metoden håndterbar brukes det som regel lineære arbeidstidbudrelasjoner, 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. Ilmakunnas og Pudney (1990), Kapteyn, Kooreman and van Soest (1990), Dickens og Lundberg (1993), van Soest (1994), poengterer at standardmodellen (med preferanser som er voksende i fritid) for arbeidstilbud ikke er i stand til å forklare at den observerte fordelingen av årlig arbeidstid viser konsentrasjon av timer innen et heltids- eller et deltidsintervall. De tre første arbeidene ovenfor forklarer dette med at det er institusjonelt bestemte restriksjoner på arbeidstiden i markedet, og de foreslår ulike angrepsmåter for å ta hensyn til dette. Ilmakunnas og Pudney (1990) formulerer en såkalt blandet diskret valgmodell over uobserverbare valgmengder. Med dette menes følgende: Valgmengden en aktør står overfor antas å være én av følgende tre typer, (1); {heltid, deltid, ikke-jobb}, (2); {heltid, ikke-jobb}, (3); {deltid, ikke-jobb}. Det antas altså at det forekommer tre typer latente valgmengder. Hvilke personer som står overfor hvilke valgmengder er ikke observert².

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

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

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

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

lik 10. Hver jobb har en fast arbeidstid, og de jobb-spesifikke arbeidstidene antas genererte fra en ikke-parametrisk diskret fordeling. Både jobbmulighetene og de jobb-spesifikke arbeidstidene er altså antatt stokastiske for forskeren, for å kunne ta hensyn til at han mangler informasjon om hvilke muligheter aktørene står overfor. Dickens og Lundberg estimerer modellen for to ulike spesifikasjoner av nyttefunksjonen, hvorav den ene har en CES -form.

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

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

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

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

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

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

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

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

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 ikke med data som typisk er tilgjengelige (dvs. data der en bare har én observasjon pr. aktør ved hvert tidspunkt), kan *teste* slike forutsetninger på individnivå når uobserverbar heterogenitet er til stede.

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

4. Arbeidstilbudsforskningen i SSB

4.1. Generelle betraktninger

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

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

4.2. Første -generasjons modellopplegg

4.2.1. Modellformulering

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

Videre antas en timelønnsrelasjon

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

der Z er en vektor av observerbare demografiske kjennetegn, som barnetall under 6 år, barnetall over 6 år, alder, alder kvadrert, og X er vektoren; utdanningens lengde målt i år, erfaring, erfaring kvadrert. (Relasjonene (4) og (5) inneholder også konstantledd). Erfaring er definert som alder minus utdanningslengde i år minus 6. Variablene ε_1 og ε_2 er stokastiske variable som her (av rene bekvemmelighetshensyn) er antatt å være bivariat normalfordelte med forventninger lik null. Fra (1), (4) og førsteordensbetingelsene følger det at (årlig) arbeidstid h er positiv og bestemt ved

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

når

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

og $h=0$ når ulikheten i (7) reverseres, der $f_1(x, y)$ betyr den partiellderiverte av $f(x, y)$ med hensyn på x . Likning (6) er en omskriving av betingelsen at (i optimum) er den marginale timelønn lik marginal substitusjonsrate. Tolkningen av (7) er at personen ønsker å jobbe når logaritmen til den marginale timelønn evaluert for $h=0$; $(\ln w + \ln f_1(0, I))$, minus logaritmen til reservasjonslønnen (den marginale 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 ser vi fra likning (6); nemlig at variablene $\ln f(hw, I)$ og $\ln f_1(hw, I)$ er endogene fordi de avhenger av arbeidstid. Videre er det rimelig å anta at restleddet ε_1 i lønnsrelasjonen (5) kan være korrelert med ε_2 , som betyr at $\ln w$ også blir endogen. Endelig kan utvalget av de som jobber, som er det utvalget hvor (6) gjelder, ikke betraktes som et tilfeldig trukket utvalg fordi dette utvalget bestemmes ved (7), dvs. en har såkalt *selv-seleksjon*. Dette kommer av at regelen som bestemmer hvem som er med i utvalget, (7), er korrelert med restleddet i likning (6). På grunn av disse problemene ble modellen estimert i flere trinn ved å benytte en kombinasjon av instrumentvariabelteknikker og Heckmans to trinns metode for å korrigere for selv-seleksjon (Heckman, 1979). Detaljene i estimeringsprosedyren samt estimatene er rapportert i Dagsvik et al. (1986). Økonometrisk er modellsystemet ovenfor et simultant likningsystem som har en bivariat Tobit struktur (Greene, 1993). Det er en generalisering av modellopplegget til Heckman (1974) ved at vi har en mer generell representasjon av preferansene enn Heckman, og videre at vi i motsetning til Heckman, tar hensyn til skatter. Imidlertid benytter Heckman (1974) en mer avansert estimeringsmetode enn den som ble benyttet i Dagsvik et al. (1986). Han benyttet nemlig en full-informasjon maximum likelihood metode (FIML). Det ville også vært mulig å benytte FIML for modellen ovenfor (se Dagsvik, 2000b), men det ville antakelig være mer krevende numerisk enn i Heckmans tilfelle. Fordelen med å benytte vår flertrinnsmetode er at resultatene da antakelig blir mer robuste m.h.p. restleddsforutsetninger. Ulempen er at en mister kontrollen med fordelingsegenskapene (standardavvikene) til parameterestimatene og at en taper effisiens.

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

I formuleringen ovenfor antas det at personer kan velge arbeidstiden fritt ifølge sine preferanser. Imidlertid vet vi fra daglig erfaring, og vi ser det også i data, at det normale er at arbeidstiden er underlagt institusjonelle restriksjoner. Dette gir seg typisk utslag i data ved at det i frekvenstabeller for observert arbeidstid er kraftige opphopninger på deltids-og spesielt heltids arbeidstid

(arbeidstidsintervaller). Modellen ovenfor kan imidlertid *ikke* forklare opphopning av arbeidstid omkring heltid og deltid. I litteraturen er det vanlig å se bort fra mulige restriksjoner på arbeidstid.

4.2.2. Elastisiteter

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

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

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

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

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

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

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

I første-generasjonstilnærmingen, samt i senere analyser, kan det nettopp virke som om parameteren β typisk blir overestimert. Dagsvik, Strøm og Jia (2003) har benyttet data fra en spørreundersøkelse og funnet at parameteren β er nær null. Vi skal nå kort se på konsekvensen av en slik overestimering av denne parameteren for anslaget på elasticiteten av jobbsannsynligheten m.h.p. marginal timelønn. Anta nå at den sanne β er lik null, men at vårt estimat på β er lik én, slik som ovenfor. La Z_β være tilbudselasticiteten som funksjon av β når alle andre størrelser holdes fast. Vi får da at

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

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

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

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

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

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

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

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

Diskusjonen ovenfor viser at et gitt sett av parameterverdier kan gi mange forskjellige størrelser på elastisitetene, avhengig av nivået på tilpasningen. I modellen ovenfor vil dette nivået avhenge av skattesystem, timelønn, arbeidsfri inntekt (ektemannens inntekt) samt de demografiske variablene som inngår i spesifikasjonen av nyttefunksjonen. Diskusjonen viser også at parametrene α og β har avgjørende betydning for nivået på elastisitetene, og at dersom de respektive estimater er feilaktige kan det lede til betydelige feil i anslag på elastisitetene.

4.3. Andre -generasjons modellopplegg

4.3.1. Generell modellramme

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

Før vi går over til en mer grundig og formell beskrivelse av dette opplegget vil vi gi en summarisk beskrivelse: Betrakt en tilfeldig aktør. I hver periode befinner aktøren seg i en situasjon der

vedkommende kan velge mellom ikke å jobbe og et sett av tilgjengelige jobbalternativer (valgmengde). Valgmengdene vil generelt variere fra aktør til aktør. Hvert jobbalternativ er karakterisert ved et sett av jobbspesifikke attributter som består av timelønn, arbeidstid samt andre ikke-pekuniære jobbkarakteristika, så som arbeidsoppgaver og andre kjennetegn ved jobben. Videre står aktøren overfor jobbspesifikke økonomiske budsjettbetingelser som er bestemt av arbeidsfri inntekt (bestående av ektefelles inntekt, kapitalinntekt og overføringer), skattesystem, samt lønninger. Budsjettbetingelsene varierer over jobber siden ulike jobber kan tilby ulike lønninger til samme aktør. For hver enkelt jobb er de jobbspesifikke attributtene gitt. Dette betyr for eksempel at en i dette opplegget bare kan endre arbeidstid ved å endre jobb. Aktøren antas å ha preferanser for disponibel inntekt, arbeidstid, samt ikke-pekuniære jobbkjennetegn. Aktøren betrakter arbeidsfri inntekt og mengden av tilgjengelige jobber som gitt (med gitt attributter) og velger den beste tilpasning ved å avveie konsum, arbeidstid og ikke-pekuniære forhold opp mot hverandre under rammebetingelsene beskrevet overfor. Denne avveiningen avhenger generelt av kjennetegn ved aktøren (husholdet), slik som alder og antall barn.

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

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

der funksjonen f er definert ved

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

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

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

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

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

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

benevner vi med Ω . Som vi har vært inne på ovenfor, så vil valgmenge 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 valgmenge i en viss forstand er *endogene*; de er bestemt som et resultat av markedstilpasningen mellom tilbud og etterspørsel. La oss inntil videre la det siste problemet ligge; vi vil senere komme tilbake til dette i avsnitt 4.9.

Vi ønsker her å benytte en stokastisk representasjon som gir oss muligheten til å takle at valgmenngdene varierer både med hensyn på observerbare og uobserverbare forhold. Med "stokastikk" mener vi her for det første variasjon som skyldes variable som kan være kjente for aktøren(e) men som ikke er observert av forskeren, og for det andre, begrenset rasjonalitet hos aktøren i den forstand at om han utsettes for replikasjoner av valgsituasjonen kan han komme til å foreta ulike valg i ulike replikasjoner. En variant av begrenset rasjonalitet kan også gi seg utslag i at aktøren ikke nødvendigvis orker, eller har kapasitet til, å vurdere alle objektivt tilgjengelige alternativer, men nøyer seg med et mer eller mindre tilfeldig "utplukk" av alternativer fra mengden av objektivt tilgjengelige jobber.⁶

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

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

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

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

⁶ 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.

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

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

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

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

for $y > 0$. Den spesielle formen på intensitetsmålet gitt i (18) og antakelsen (19), er analoge til forutsetningene som er drøftet i Dagsvik (1994). Dette intensitetsmålet definerer en inhomogen Poisson prosess.⁷ Den multiplikative strukturen betyr at lokaliseringen (ex ante) til restleddene $\{\varepsilon_k\}$ ikke er korrelerte med jobbenes arbeidstider og timelønner. Dette tilsvarer den vanlige forutsetningen i økonomisk teori, nemlig at restleddet i preferansene ikke er korrelerte med variable som definerer rammebetingelsene. Men som vi var inne på under første-generasjonsmodellen, er det også eksempler på det motsatte, nemlig at restleddet i timelønnsrelasjonen kan være korrelert med restleddet knyttet til preferansene. (En annen sak er at ex post; dvs. når aktørene har tilpasset seg, så vil det være korrelasjon mellom restledd, arbeidstid og timelønn til de *valgte* jobbene.) Husk at her er det uobserverbar variasjon i valgmengdene. Denne heterogeniteten er altså her representert ved den multidimensjonale og inhomogene Poisson-prosessen. Tetthetsfunksjonen $g(h, w)$ har følgende tolkning: Størrelsen $g(h, w) dh dw$ er sannsynligheten for at en tilfeldig valgt aktør står overfor en valgmengde slik at det blant jobbene i hans valgmengde finnes en jobb k med arbeidstid $H_k \in (h, h + dh)$ og timelønn $W_k \in (w, w + dw)$. For ytterligere klargjøring, betrakt for enkelhets skyld tilfellet der arbeidstider og timelønner antar diskrete verdier. Da vil $g(h, w)$ være en diskret tetthetsfunksjon. Det "empiriske" motstykke ("empirisk", i betydningen hvis observert) til $g(h, w)$ vil være gjennomsnittlig antall tilgjengelige jobber (for aktøren) med arbeidstid og timelønn (h, w) dividert på gjennomsnittlig antall tilgjengelige jobber (for aktøren). Her er gjennomsnittet tatt over

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

populasjonen. (Som vi har antydnet overfor er det også mulig å tolke "gjennomsnitt" i en begrenset rasjonalitetsforstand, nemlig som personspesifikt gjennomsnitt over et stort antall replikasjoner av aktørens valgsituasjon, hvor aktørens valgmengde kan variere – samt at aktøren kan tenkes å velge forskjellig i de ulike replikasjonene av valgsituasjonene). Videre er θ et mål for gjennomsnittlig antall jobber som er tilgjengelig i forhold til antall "ikke-markedsmuligheter". Størrelsen $\varepsilon^{-2}d\varepsilon$ er det marginale intensitetsmålet for restleddene, dvs. det angir sannsynligheten for at det for en tilfeldig aktør finnes en jobb k med restledd ε_k som ligger i intervallet $(\varepsilon, \varepsilon + d\varepsilon)$. Formen på intensitetsmålet i (18), samt (19), følger av en forutsetning om at aktørens valg av jobb fra hans valgmengde tilfredstiller betingelsen som går under betegnelsen "Uavhengighet fra irrelevante alternativer" (IIA).

Hva dette betyr presist skal vi komme tilbake til i avsnitt 4.3.2.⁸

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

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

der

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

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

Vi ser derfor at vi har redusert aktørens optimeringsproblem til et diskret valgproblem, nemlig å finne den jobben som har høyest nytte. Innen vår formalisme tilsvarer dette å finne det optimale punktet i punktsvermen generert av den multidimensjonale Poissonprosessen. La $\Phi(h, w; I)$ være den kumulative simultane fordelingsfunksjonen for observert arbeidstid og timelønn i markedet, gitt en populasjon av identisk observerbare aktører med arbeidsfri inntekt I . Det empiriske motstykke til denne størrelsen er andelen av aktører i denne populasjonen som jobber og har arbeidstid mindre eller lik h , og timelønn mindre eller lik w . La $\varphi(h, w; I) = \partial^2 \Phi(h, w; I) / \partial h \partial w$, være den tilhørende (bivariate) sannsynlighetstetthet. Formelt kan Φ uttrykkes ved

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

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

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

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

Dersom en har spesifisert konkrete parametriske funksjonsformer for $g(h, w)$ og $v(C, L)$ kan en nå relativt enkelt estimere modellen ved å benytte maximum likelihood metoden. Dette gjør en på følgende måte: La (h_i, w_i, I_i) være observert arbeidstid, timelønn og arbeidsfri inntekt for person i i vårt utvalg. Anta for enkelhets skyld at vårt utvalg består av identisk observerbare individer (bortsett

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

fra arbeidsfri inntekt). (I aktuelle empiriske situasjoner er naturligvis ikke utvalget homogent, men teknisk sett er det en enkel sak å legge inn observerbare variable som skal kontrollere for heterogenitet.) Den såkalte loglikelihoodfunksjonen er da lik

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

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

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

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

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

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

¹⁰ 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.

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

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

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

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

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

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

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

der 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

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

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

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

4.3.2. Uavhengighet fra Irrelevante Alternativer (IIA)

I dette avsnittet skal vi se nærmere på IIA forutsetningen. Noe løst kan denne beskrives på følgende måte: La A være en mengde av jobber, og la B være en undermengde i A . IIA sier at, i gjennomsnitt (over personer i en homogen populasjon eller over replikasjoner av valgsituasjoner for en enkelt aktør), vil rangeringen av alternativene i B ikke avhenge av om kun alternativene i B er tilgjengelige eller om alle alternativene i A er tilgjengelige. Empirisk har det vist seg i mange tilfeller at IIA har blitt

forkastet, sannsynligvis fordi sentrale attributter ved alternativene ikke er observerbare og/eller at en ikke har kontrollert for relevante personkjennetegn. Altså impliserer *ikke* disse testene nødvendigvis at IIA forkastes på *individnivå*. Dersom data kun inneholder én observasjon pr. individ er det heller ikke mulig å forkaste IIA uten at en i tillegg antar typiske ad hoc hypoteser om uobserverbar heterogenitet og/eller funksjonsform. Debreu har riktignok beskrevet et teoretisk eksempel, kjent som "rød buss-blå buss" eksemplet (se Ben-Akiva og Lerman, 1985), som belyser situasjoner der IIA opplagt er urimelig (på individnivå). Men dette eksemplet viser bare at en må passe på å definere alternativene slik at de er reelt "ulike" og selvstendige alternativer. I Debreus eksempel er alternativet "blå buss" egentlig det samme alternativet som "rød buss".¹¹ På individnivå er IIA en naturlig forutsetning for økonomer fordi den passer godt inn i tradisjonen med å formulere individuelle rasjonalitetsantakelser. Luce (1959), som først formulerte IIA, har brukt betegnelsen *probabilistisk rasjonalitet* om IIA, fordi denne antakelsen uttrykker at en rasjonell aktør, i gjennomsnitt over replikasjoner av valgekspesimenter, bare vil forholde seg til de alternativene som befinner seg i mengden det skal velges fra (se også McFadden, 1984). Den er probabilistisk, fordi den representerer et utsagn om gjennomsnittsatferden. Som nevnt ovenfor, leder IIA-forutsetningen til den bestemte formen (18) på intensitetsmålet til Poisson prosessen og fordelingen (19), som spiller en viktig rolle i andre-generasjonsopplegget, og som igjen leder til den bestemte formen på sannsynlighetstettheten for observert arbeidstid og timelønn, gitt i (22). Videre følger det at under IIA representerer separabilitetsantakelsen i (16) ingen ytterligere restriksjon.

For ytterligere å sette IIA antakelsen i perspektiv skal vi nå belyse at i en viss forstand impliserer IIA svakere restriksjoner på valgmodellen enn de restriksjonene som følger fra konvensjonell konsumentteori. I dette øyemed, la oss betrakte etterspørselsfunksjonen under kvantumsrasjonering, og la K representere kvantumsrestriksjonene, dvs. K er mengden av mulige etterspørselsvektorer. La $x(K)$ være den kvantumsbegrensede etterspørselsvektoren som følger fra maksimering av en strengt kvasi-konkav nyttefunksjon, der bibetingelsene er representerte ved K og budsjettbetingelsen. Her tillater vi at nyttefunksjonen kan inneholde stokastiske restledd. Disse inngår imidlertid på en slik måte at nyttefunksjonen (med sannsynlighet én) blir strengt kvasi-konkav og voksende. Siden nyttefunksjonen er stokastisk, blir også $x(K)$ stokastisk. La A være en mengde i det indre av K , dvs. ingen punkter på randen av K er med i A . Siden tilpasningen er bestemt av tangeringspunktet til den indifferenskurven

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

som tangerer budsjettplanet, vil følgelig de etterspurte kvanta som ligger i A være såkalte "indre løsninger" av nyttemaksimeringsproblemet, og vil derfor *ikke* avhenge av K . Med andre ord vil sannsynligheten $P(x(K) \in A)$ *ikke* avhenge av K . Det empiriske motstykke til denne sannsynligheten er andelen av konsumentene i populasjonen som står overfor kvantumsrestriksjoner representert ved K , og som etterspør kvantum innen A . La oss dernest betrakte en diskret valgssituasjon, og la nå $x(K)$ betegne valget fra en diskret valgmengde K , generert ved maksimering av en helt generell stokastisk nyttefunksjon. La A og B være undermengder i K . Som kjent er IIA ekvivalent med at *oddsforholdet* $P(x(K) \in A)/P(x(K) \in B)$ *ikke* er avhengig av K . Hver av sannsynlighetene i dette oddsforholdet kan imidlertid avhenge av K . Dette er et svakere krav enn at $P(x(K) \in A)$ skal være uavhengig av K . Altså har vi vist at dersom hjørneløsninger utelukkes (dvs. at A er i det indre av K) så impliserer den tradisjonelle konsumentteorien en strengere restriksjon på den kvantumsbeskrankede etterspørselsfunksjonen enn det IIA gjør.

4.3.3. Funksjonsform avledet av forutsetninger om skalainvarians

La oss dernest diskutere hvordan en skal spesifisere den systematiske delen, $v(C, L)$, i nyttefunksjonen. Vi vil nå modifisere konsumdefinisjonen ved å definere C som konsum minus nødvendig inntekt som trengs for å "overleve". Tilsvarende definerer vi L som gjenstående fritid etter at tid nødvendig for søvn og hvile er trukket fra. Vi kan tolke $v(C, L)$ som tilbydernes representative, eller gjennomsnittlige nytte, for konsum og fritid (C, L) . Videre husker vi at de stokastiske restleddene i nyttefunksjonen var forutsatt å være ukorrelerte med de jobbspesifikke arbeidstimer og timelønner. La nå L være gitt og la C_1, C_2, C_1^*, C_2^* være fire konsumnivåer slik at (i); andelen aktører som foretrekker (C_1, L) fremfor (C_2, L) er mindre enn andelen som foretrekker (C_1^*, L) fremfor (C_2^*, L) . (Med foretrekke er det her underforstått at de foretrekker jobber som medfører de respektive konsum- og fritidsnivåene). I så fall kan det synes rimelig å anta at det samme gjelder når alle konsumnivåene blir multiplisert med et vilkårlig positivt tall r , dvs. at andelen aktører som foretrekker (rC_1, L) fremfor (rC_2, L) er mindre enn andelen som foretrekker (rC_1^*, L) fremfor (rC_2^*, L) . Intuisjonen er at dersom for eksempel $r > 1$, dvs. at konsumnivåene skaleres opp, så vil de respektive nytteverdiene øke, men likevel ikke på en slik måte at dette påvirker den gjennomsnittlige rangeringen i populasjonen, fordi aktørene i sin rangordning av konsum og fritidsmuligheter, i denne sammenheng, i stor grad forholder seg til *relativt* konsum når nødvendighetskonsumet er ivaretatt. Tilsvarende forutsetning antas å gjelde for fritid, for gitt konsumnivå. Invariansprinsipper av denne

typen er benyttet bl. a. i psykologi (psykofysikk), (se Falmagne, 1985), til å generere funksjonsformer som kan benyttes og testes i "laboratorie-type" eksperimenter (Stated preference intervjuundersøkelser). I Dagsvik og Strøm (1997, 2002, 2003) er dette invariansprinsippet postulert og drøftet. De diskuterer også hvorfor denne antakelsen er for streng i tilfelle med "metning". Anta nå at v er kontinuerlig og strengt voksende og nyttefunksjonen har formen $U(C, L) = v(C, L)\eta(C, L)$, der $\eta(C, L)$ er et positivt stokastisk restledd som er uavhengig av $v(C, L)$. Det følger av (16) at nyttefunksjonen i avsnitt 4.3.1 har en slik form siden (16) medfører at $U(C, L)$ har tolkningen

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

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

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

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

4.4. Generalisering til to-persons husholdninger

4.4.1. Modellformulering

I de modellene som er diskutert ovenfor, ignorerer det at det i en husholdning kan være flere personer som foretar valg. Vi skal nå se hvordan andre-generasjons modellopplegg kan utvides til husholdninger med to beslutningstakere (mann og kone). Som vi skal se vil modellen i dette tilfelle være helt analog til modellen med én aktør beskrevet ovenfor. Empiriske modeller av denne type er

utviklet og estimert i Dagsvik og Strøm (1988e, 1992, 1994), Dagsvik et al. (1988b,d), Aaberge, Dagsvik og Strøm (1995), Aaberge, Colombino og Strøm (1999). For enkelthets skyld skal vi se bort fra muligheten for at ingen i husholdet jobber. La C , L_F og L_M være familiens konsum og fritid for kone og mann. La $k = (k_F, k_M)$ indekser jobbpakke 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

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

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

Budsjettbetingelsen, gitt jobbpakke k , er gitt ved

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

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

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

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

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

og

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

Videre er

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

når $h_F = w_F = 0$, og med tilsvarende uttrykk for $\varphi(h_w, 0, w_F, 0; I)$. Analogt til avsnitt 4.3.1 kan $g_F(h_F, w_F) dh_F dw_F$ tolkes som sannsynligheten for at det for kona skal finnes en jobb med arbeidstid $H(k_F) \in (h_F, h_F + dh_F)$ og timelønn $W(k_F) \in (w_F, w_F + dw_F)$ som er tilgjengelig for henne. Tilsvarende tolkning gjelder for $g_M(h_M, w_M)$. Størrelsen θ_F har tolkningen som gjennomsnittlig antall jobber som er tilgjengelig for kona (i forhold til antall ikke-markedsmuligheter), og θ_M er tilsvarende gjennomsnittlig antall jobber som er tilgjengelig for mannen (i forhold til antall ikke-markedsmuligheter). Størrelsen θ er et samspillsledd som er lik én dersom det ikke er samvariasjon mellom kona og mannens jobbmuligheter. Vi ser at strukturen på modellen overfor er helt analog til modellen i én-person-tilfellet.

4.4.2. Empiriske resultater og elastisiteter

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

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

der A , 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. Dette følger av en antakelse om at det er flere heltids-og deltidsjobber tilgjengelige enn jobber med andre arbeidstider, mens jobber med andre arbeidstider enn heltid og deltid er like tilgjengelige. Høydene på puklene estimeres.

Dersom parameterestimaterne estimert på grunnlag av data for 1970/80 sammenliknes med estimatene basert på data fra 1986/87 (se Dagsvik og Strøm, 1994) finner en at parametrene har endret seg lite bortsett fra parameteren A i (38) og parameteren som måler effekten av små barn, samt mulighetsindeksene 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 $\log \theta_F = -a_F - bs_F$ for kona, og som $\log \theta_M = -a_M$ for mannen, der s_F og s_M er utdanningens lengde for henholdsvis kona og mannen, mens a_F , a_M og b er ukjente parametre. Videre ble det funnet at mulighetsindeksen for kona, 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) 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. 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 . Endringen i utdanningsnivå i våre utvalg spiller mindre rolle fordi gjennomsnittlig antall år utdanning i 1979/80 og 1986/87 er nær uendret, mens spredningen har økt noe. I tradisjonelle modeller, slik som første-generasjonsopplegget, ville en økning av yrkesdeltakingen bli tolket som et resultat av endring i preferansene og den økonomiske budsjettbetingelsen alene.

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

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

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

*Elastisitetene i tabell 1 er beregnet for følgende verdier: 1979/80: $C = 101000$, $m_M = 19.80$, $m_F = 19.00$, $h_M = 2290$, $h_F = 1300$. 1986/87: $C = 124000$, $m_M = 25,50$, $m_F = 23,10$, $h_M = 2300$, $h_F = 1400$. Inntekt og timelønner er beregnet i 1979 priser.
Kilde: Dagsvik og Strøm (1994).

Tabell 2. Aggregatelasititeter basert på tilbudsmodell for ektepar

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

Kilde: Dagsvik og Strøm (1994).

Tabell 3. Aggregatelasiteter for inntektsgrupper, 1979

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

Nummereringen i tabellen betyr: I = 10 prosent fattigste husholdningene

II = 80 prosent i midten av konsumfordelingen

III = 10 prosent rikeste husholdningene

Kilde: Aaberge, Dagsvik og Strøm (1995).

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

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

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

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

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

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

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

I rapporteringen av empiriske resultater har vi her, som under første-generasjonsmodellen, nøyd oss med å rapportere timelønnselasticiteter. Imidlertid inneholder mange av de arbeidene vi har referert til

¹² I første-generasjonsopplegget 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.

ovenfor en rekke interessante politikkekksperimenten (slik som endringer i skatte-og fradragsregler) og fordelingskonsekvensene av disse. Dette gjelder både for modeller estimert på norske, svenske, franske, tyske og italienske data, se for eksempel Aaberge et al. (1989b), Aaberge, Dagsvik og Strøm (1990a,b, 1995), Aaberge et al. (1998, 2000). Det vil imidlertid føre for langt å diskutere disse her.

4.5. Arbeidstilbud og barnepass

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

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

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

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

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

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

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

La

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

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

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

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

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

Modellen vi har skissert ovenfor gir mulighet til å studere effekten på tilpasningen av endringer i kostnadsfunksjonen, $q_j(h)$, og effekten av rasjonering i barnehagemarkedet via mulighetsfordelingen $m_j(h)$, i tillegg til endringer i timelønn og skattesystem. For å studere effekten av rasjonering trenger

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

4.6. Multi-sektormodell for arbeidstilbud

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

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

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

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

arbeidstidene er som ovenfor. La $\varphi_j(h; \mathbf{w}, I)$ være sannsynligheten for å jobbe $h \in \bar{H}$ timer i sektor j , gitt timelønningene $\mathbf{w} = (w_1, w_2)$ i hver sektor. I den empiriske anvendelsen er \bar{H} antatt å være en mengde bestående av 8 mulige arbeidstider. Analogt til (24) blir

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

der $g_j(h)$ er gjennomsnittlig andel av tilgjengelige jobber som er i sektor j og har arbeidstid h , θ_j er gjennomsnittlig antall jobber i sektor j som er tilgjengelige. I tillegg er det antatt at timelønningene har formen $w_j = \bar{w}_j \eta_j$, der $\log \bar{w}_j$ er en lineær funksjon i utdanningens lengde samt erfaring og erfaring kvadrert. Videre er $\log v(C, L)$ gitt ved (31) der β_2 er lineær i $\ln(\text{alder})$ og $\ln(\text{alder})$ kvadrert samt antall barn over og under 6 år. Variablene η_1 og η_2 er såkalte "random effects", som antas uavhengige av hverandre og lognormalt fordelte. Disse "random effects" er ment å representere uobserverbar heterogenitet i parametre i strukturdelen $v(C, L)$. For å ta hensyn til disse random-effektene må vi ta forventningen av (47) m.h.p. η_1 og η_2 . Dette kompliserer estimeringen av modellen.

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

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

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

Tabell 4. Aggregatelasititeter for to-sektor modellen

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

Kilde: Dagsvik og Strøm (2003).

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

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

4.7. Dynamiske modeller

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

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

et statisk opplegg. Spesielt gjelder det for tilpasning der varige goder, slik som bolig, spiller en vesentlig rolle. Det er imidlertid et åpent spørsmål *hvor* lang planleggingshorisont aktørene har, og i hvilken grad statistiske modeller representerer en brukbar tilnærming med henblikk på simulering av atferd.

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

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

La

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

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

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

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

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

og

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

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

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

Siden λ ikke avhenger av t følger det videre fra (50) at

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

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

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

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

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

Vi legger merke til at, bortsett fra skatt, likner (52) på betingelsen som følger fra den statiske modellen i første-generasjonsopplegget. Det er imidlertid viktige forskjeller: I (52) er C_t ikke lengre disponibel

inntekt, men faktisk konsumutgift der sparing er trukket fra. Videre er det slik at når $L_t = M$, vil en i det statiske tilfelle ha at

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

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

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

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

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

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

der k er en konstant med tolkningen

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

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

La oss vende tilbake til den generelle situasjonen og betrakte ulike personer som står overfor ulike timelønnsprofiler. Siden λ avtar som funksjon av timelønn kan en ikke a priori fastslå totaleffekten på arbeidstilbudet av en timelønnsendring. Videre konstaterer vi at λ kun avhenger av lønnsratene i de periodene hvor personen arbeider. Dette følger av budsjettbetingelsen siden de leddene der arbeidstiden er null faller bort. La oss ytterligere belyse effekten av endringer i lønnsprofilen på to mål

for arbeidstilbudet over livsløpet. La N_1 være totalt antall timer tilbudt over livsløpet og N_2 totalt antall perioder aktøren ønsker å arbeide. Betrakt følgende lønnsprofil: La $t_1 < t_2$ være to tidspunkter og anta

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

der ω_t varierer med t og b er en konstant. Anta nå at aktøren ikke arbeider i intervallet (t_1, t_2) . Anta at b øker, men ikke så mye at aktøren ønsker å arbeide. Da vil denne økningen ikke påvirke λ og dermed ikke påvirke arbeidstilbudet utenfor intervallet (t_1, t_2) . Dersom aktøren derimot arbeider i (t_1, t_2) , så vil en økning i b føre til en reduksjon i λ . Dermed vil reservasjonslønnen

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

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

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

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

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

Dagsvik, Kornstad og Wennemo (2002) estimerer en modell for overganger mellom 8 ulike arbeidstidstilstander, inkludert "ikke sysselsatt". Modellrammen er en generalisering av andre-generasjonsopplegget basert på Dagsvik (2002), der generaliseringen består i å la restleddene være seriekorrelerte. Den kan til nød tolkes som såkalt "livsløpskonsistent". Med "livsløpskonsistent" menes det at modellen er konsistent med teorien om at husholdene tilpasser sysselsetting, arbeidstid og konsum samt sparing/gjeld i et livsløpsperspektiv, men hvor allokeringen av sparing/gjeld over livsløpet ikke modelleres. Data som er brukt til å estimere parameterne i modellen er basert på paneldelen i Inntekts- og formuesundersøkelsene fra 1986 til 1994. Timelønnselastisitetene som følger av den estimerte modellen er svært lave; av størrelsesorden 0,03-0,05. Dessverre viser modellen seg ikke å kunne reprodusere data for bruttostrømmer mellom ulike arbeidsmarkedstilstander så godt. Dette kan skyldes dårlige data og/eller restriktive forutsetninger om uobserverbar heterogenitet. Dette prosjektet arbeides det for tiden videre med.

4.8. Tilbud om arbeid som selvstendig og lønnstaker

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

4.8.1. Modellvariant I

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

arbeidstiden i jobb k i sektor 1. La $F(\tilde{h})$ være den betingede profittfunksjon gitt timeinnsats \tilde{h} i sektor 2. Anta at

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

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

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

Budsjettbetingelsene er gitt ved

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

og

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

der I er arbeidsfri inntekt.

La

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

og

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

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

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

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

vil aktøren ikke jobbe. Dersom

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

vil aktøren jobbe i begge sektorer. Dersom

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

vil aktøren bare jobbe i sektor 1. Dersom

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

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

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

4.8.2. Modellvariant II

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

4.9. Utvikling av tredje-generasjons modellopplegg

Modellrammen som er utviklet under andre-generasjonsopplegget (og for hvilke "prototypen" forelå ca. 1988) gir, som vi har poengtert ovenfor, nye muligheter for økonomisk empirisk analyse under ikke-standard budsjett- og kvantumsrestriksjoner. Men når nye momenter innføres i en modell, oppstår det gjerne også nye problemer og utfordringer. Som vi har drøftet ovenfor, er det i andre-generasjonsopplegget lagt ned mye arbeid i å begrunne representasjonen av preferansene til aktørene på tilbudssiden, men det sies lite om hvordan lønninger og valgmengder bestemmes i markedet. Av spesiell interesse er det å klarlegge hvordan mulighetsintensiteten, representert ved $\{\theta g(h, w)\}$, bestemmes og avhenger av fordelingen av tilbydernes preferanser og bedriftenes produktfunksjoner. Videre er det viktig å redefinere hva vi skal mene med tilbud, etterspørsel og likevekt i et slikt marked hvor det ikke kun er "kvantum", representert ved fritid og konsum, som betyr noe. I hva vi vil kalle tredje-generasjons modellopplegg er ambisjonen nettopp å avklare tilbudsbegrepet og å generalisere andre-generasjonsopplegget slik at det blir konsistent med en tolkning der jobbmulighetene bestemmes endogent, dvs., som et resultat av markedstilpasningen. Videre er ambisjonen å avlede strukturrelasjoner som bestemmer mulighetsintensitetene $\{\theta g(h, w)\}$ i likevekt.

Utgangspunktet i tredje-generasjons modellopplegg er at arbeidsmarkedet kan betraktes som et marked der "matching" spiller en sentral rolle, tilsvarende til ekteskapsmarkedet. Tilbydere har preferanser over jobbattributter og søker etter en passende jobb/arbeidsgiver for å oppnå en passende "match". Tilsvarende har bedrifter preferanser over type arbeidere (type kvalifikasjoner) og søker også å finne arbeidere som gir god match. Vi skal nå beskrive tilbuds- og etterspørselsfunksjoner i et slikt marked. For å forenkle, antar vi at hver bedrift tilbyr kun én jobb og at arbeidere og bedrifter, a priori, er i stand til å rangere alle potensielle "partnere" i markedet. Siden vi skal benytte et stokastisk rammeverk, er det hensiktsmessig å operere med probabilistiske tilbuds- og etterspørselsfunksjoner. Med stokastisk rammeverk mener vi at nyttefunksjonene til aktørene i markedet inneholder stokastiske restledd for å kunne representere uobserverbar heterogenitet i preferanser, samt begrenset rasjonalitet. Analogt til andre-generasjonsmodellen tas det her ikke eksplisitt hensyn til eventuell "rasjonell" usikkerhet hos aktøren i den forstand at han beregner forventet nytte m.h.p. eventuelle variable som er usikre for han. Vi definerer en arbeiders (tilbyder) tilbudsansynlighet som sannsynligheten for at arbeideren skal foretrekke å jobbe i en bestemt bedrift, gitt en bestemt valgmengde av bedrifter med tilhørende arbeidstider, timelønner og andre attributter. Tilsvarende definerer vi etterspørselsansynligheten til en bedrift som sannsynligheten for at han skal foretrekke en bestemt arbeider, gitt mengden av tilgjengelige arbeidere med gitte karakteristika (kvalifikasjoner). Som vi ser blir tilbud og etterspørsel mye mer komplisert enn i det vanlige opplegget siden vi her må betinge med

hensyn både på valgmengder og kontraktsbetingelser. I arbeidsmarkedsammenheng har Crawford og Knoer (1981), samt Roth og Sotomayor (1990), betraktet likevekt i slike markeder. I stedet for å bruke begrepet "likevekt", vil vi her følge Roth og Sotomayor og benytte begrepet *stabil matching*. Med *matching* mener vi et sett av par av tilbydere og bedrifter som har blitt matchet ifølge en eller annen regel, inkludert eventuelle "single" bedrifter og tilbydere. Først vil vi definere et hjelpebegrep; nemlig *blokkering*. En matching sies å være *blokkert* dersom minst én aktør (tilbyder eller bedrift) ønsker å være singel i stedet for å være engasjert i den aktuelle match. Et par av aktører (tilbyder og bedrift) som ikke er matchet til hverandre men ønsker å bli matchet til hverandre (under den aktuelle meny av kontrakter), sies å *blokkere* matchingen. En matching er *stabil* (i likevekt) dersom den ikke er blokkert av noen individuelle - eller par av aktører. I Roth og Sotomayor (1990) er det beskrevet en konkret matcheprosedyre (Deferred-acceptance algorithm), som gir en stabil matching. Denne skal vi komme tilbake til nedenfor. Ambisjonen i tredje-generasjonsopplegget er å videreutvikle andre-generasjonsopplegget slik at det blir konsistent med likevektsbegrepet beskrevet her (stabil matching), og videre oppnå å bestemme hvordan mulighetsintensiteten ($\theta g(h, w)$) bestemmes i likevekt (stabil matching). Her er det underforstått at kontraktsbetingelser (arbeidstid og timelønn) bestemmes som en del av konkurransen i matchemarkedet, der en kan inkludere eventuelle eksogent bestemte institusjonelle, eller fagforeningsbestemte restriksjoner på arbeidstid og timelønn i ulike typer jobber. I Dagsvik (2000a) er det beskrevet og diskutert en bestemt tilnærming som representerer en utvidelse til tredje-generasjons modellramme. Vi skal kort beskrive noen trekk ved denne modellrammen. Vi tar her utgangspunkt i en forenklet beskrivelse av valgsituasjonen og preferansene sammenliknet med andre-generasjonsopplegget. Spesielt antar vi at mulige arbeidstider og timelønner bare kan anta et endelig antall verdier.

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

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

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

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

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

$a_{ij}(h, w) = v_{ij}(f(hw, I), M - h)$, der $v_{ij}(C, L)$ er voksende i C og L , jf. (20). Det kan vises at forutsetningene ovenfor er ekvivalente med forutsetningene om preferansene som ble gjort under andre-generasjonsopplegget, dvs. (68) er konsistent med IIA. Forutsetningene vi gjør om etterspørselssiden er helt analoge: La $V_{ji}^{ds}(h, w)$ være nytten til bedrift d av type j av å ansette tilbyder s av type i til kontrakt (h, w) . Med "nytte" kan det her forstås profitt. La V_{j0}^d være bedriftens "nytte" av vakanse. Videre antar vi at

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

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

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

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

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

og

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

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

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

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

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

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

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

Hittil har vi ikke konkretisert hva som presist menes med valgmengdene til aktørene. I dette øyemed skal vi gi et eksempel på en algoritme som gir en stabil matching, nemlig Deferred acceptance algoritmen som ble nevnt overfor.¹⁵ Som nevnt, antas arbeidere og bedrifter å kunne rangere

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

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

potensielle partnere i markedet. Verken tilbydere eller etterspørrere har noen informasjon om sine sjanser hos de potensielle partnere. Det er ingen søke-kostnader. Matcheprosessen foregår i flere trinn: Det er bare én av partene som gir tilbud. Anta at det er arbeiderne. I første trinn gir alle arbeider et tilbud til sin favorittbedrift. Hver bedrift aviser arbeidere som ikke er akseptable for bedriften, og hver bedrift som mottar mer enn ett tilbud avviser alle bortsett fra det mest attraktive tilbudet. Alle tilbydere som ikke blir avvist blir engasjert inntil neste trinn. I neste trinn gir alle tilbydere som ble avvist i første trinn et tilbud til nr. to på tilbydernes rangeringsliste, og samme prosedyre gjentas. Hvis en bedrift som har engasjert en tilbyder i trinn én får et bedre tilbud i trinn to, opphører engasjementet fra trinn én. Spillet fortsetter helt til ingen tilbud blir avvist. Grunnen til at denne prosedyren gir stabilitet (likevekt) går som følger: Anta at arbeider s og bedrift d ikke er matchet med hverandre, men s foretrekker d foran sin egen partner. I så fall må d være akseptabel for tilbyder s , hvilket betyr at s må ha gitt et tilbud til d før han ga et tilbud til sin aktuelle partner. Siden s ikke var matchet til d når matcheprosedyren stoppet, må d ha avvist s og foretrukket en annen partner. Derfor må d være matchet til en arbeider som d finner like bra eller bedre enn s , hvilket betyr at s og d ikke blokkerer matchingen. Siden matchingen ikke er blokkert av noen aktør eller noe par av aktører må den være stabil, ifølge vår definisjon. Denne prosedyren utvides til å gjelde vår situasjon hvor det er en endelig "meny" av kontraktbetingelser, der arbeidere og bedrifter antas å ha preferanser over alle kombinasjoner av bedrifter og kontrakter. Tilbudene består av en kombinasjon av tilbydere og kontrakter, dvs. en arbeider tilbyr seg selv kombinert med en kontrakt fra menyen, og tilpasningsprosessen foregår helt analogt til ovenfor inntil siste trinn, hvor ingen tilbud blir avvist. Engasjementene i siste trinn blir dermed de endelige.

En interessant egenskap ved denne matcheprosedyren er at den hjelper oss å konkretisere hvordan vi skal oppfatte valgmengdene, i hvert fall gjelder det denne type prosedyrer. Vi ser at hver aktør *ikke trenger å kjenne valgmengden ex ante*. Den er noe som avsløres gradvis gjennom spillets gang. Det er først i siste trinn at 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 spillet.

Relasjonene overfor er aggregerte i den forstand at de bare forutsetter informasjon om arbeidere og bedrifter av hver type, mens de tillater at både arbeidere og bedrifter innen hver type kan være heterogene. De er heller ikke avhengige av den konkrete prosedyren som matcher arbeidere og bedrifter, såfremt prosedyren gir stabil matching. De er derfor et godt utgangspunkt for å spesifisere

empiriske markedsmodeller. De vil også kunne benyttes som utgangspunkt til å modellere makro tidsserier. Hittil har imidlertid dette rammeverket ikke blitt benyttet i empiriske analyser.

5. Forskning i andre miljøer, debatt og anvendelser

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

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

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

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

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

6. Svakheter ved de empiriske analysene

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

Måling av arbeidstid og timelønn:

Metode I:

Måling av yrkesdeltaking og arbeidstid er problematisk. I flere av analysene som er utført er arbeidstiden beregnet på følgende måte: La LI være kvinnens arbeidsinntekt slik den er registrert i Inntekts- og formuesundersøkelsen (IN). Siden IN er basert på opplysninger fra selvangivelsen er det grunn til å anta at lønnsinntekten er målt ganske nøyaktig. I Levekårsundersøkelsen (LU)-som har overlappende utvalg med IN, er det stilt spørsmål som kan benyttes til å beregne timelønn, W . Spørsmålet er omtrent som følger. "Omtrent hvor mye har De vanligvis i lønn for arbeidet i Deres hovedyrke pr. time eller pr. måned? Oppgi lønnen før skatt når andre fradrag er trukket fra og ta med eventuell overtidsbetaling." Dette spørsmålet stilles bare til de som oppgir at de var sysselsatte som lønnstakere i undersøkelsesuken. Arbeidstiden beregnes deretter som $h = LI/W$. I første-generasjonsopplegget, og i de første arbeidene i andre-generasjonsopplegget, ble LU-80 og IN-79 benyttet. I Dagsvik et al. (1986) ble det sett nærmere på betydningen av målefeil i dette opplegget. Der ble det pekt på en del grunner til at vi kan få overestimert nivået på arbeidstiden ved denne metoden. Betrakt for eksempel den delen av utvalget som oppgir månedslønn, MW . I Dagsvik et al. (1986) fant vi at blant de som var sysselsatte på heltid i 1979 og månedslønte, var det 26 prosent som hadde $(LI - 12MW)/LI > 0,1$, dvs. at det relative avvik mellom å måle årsinntekt ved henholdsvis LI og $12MW$ er større enn 10 prosent for denne gruppen. Dette forhold representerer altså et betydelig måleproblem. Videre fant vi at denne måten å måle observert arbeidstid på ga maksimum arbeidstid lik 5086 timer i året (basert på LU-80 og IN-79).

Metode II:

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

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

Spesifisering av mulighetsfordelingene:

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

Uobserverbar heterogenitet:

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

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

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

Livsløpsanalyser:

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

7. Avsluttende bemerkninger

I denne artikkelen har jeg gitt en oversikt over den mikrobaserte forskningen som har foregått i deler av Forskningsavdelingen i SSB. Hovedvekten har vært lagt på å formidle de sentrale teoretiske og metodiske strategiene som har vært fulgt. Noen av de empiriske resultatene har også blitt presentert. For ikke å 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.

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

Jeg har videre forsøkt å vise at en del av de utfordringer som forskeren står overfor i analyse av atferd på arbeidsmarkedet, blir enklere å ta hensyn til med de alternative tilnærminger som skisseres ovenfor, enn ved bruk av mer konvensjonelle tilnærminger. Dette gjelder ikke minst simulering av skattereformer som bl. a. kan omfatte endringer i fradragsregler og andre forhold som medfører ikke-standard restriksjoner på valgmengdene aktørene står overfor. Fra et teoretisk perspektiv er imidlertid analytisk bekvemmelighet av underordnet interesse. Det avgjørende må være i hvilken grad modellrelasjonene er i stand til å gi en god representasjon av aktørenes tilpasning i arbeidsmarkedet under de aktuelle rammebetingelser. Det er etter min mening en vesentlig svakhet ved den konvensjonelle empiriske forskningstradisjonen at den i stor grad er basert på kvantitative 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 våre empiriske resultater, og det er ikke helt klart hva dette skyldes.

I arbeidet med mikrobaserte tilbudsanalyser har vi i Forskningsavdelingen i SSB i hovedsak basert oss på et teknisk krevende modellrammeverk. Som nevnt skyldes dette vårt ønske om å ta eksplisitt hensyn til en del forhold ved tilpasningen på arbeidsmarkedet som typisk neglisjeres i konvensjonelle analyser. Siden dette rammeverket er komplisert, er det ikke opplagt hvordan relasjonene skal integreres i større modellsystemer, slik som for eksempel andre mikro- og makrobaserte modeller i Forskningsavdelingen i SSB. En slik integrering; blant annet etablering av aggregerte relasjoner, er interessant for flere typer anvendte analyser. Et slikt arbeid krever koordinert innsats og samarbeid mellom mange grupper. Så langt har det imidlertid ikke vært tilstrekkelig interesse for å få dette til i praksis.

Selv om forskning på arbeidstilbud i SSB har resultert i en rekke publikasjoner i velrenomerte tidsskrift, tror jeg det er riktig å si at mange forskere er avventende til vår type tilnærming. Det kan være flere grunner til dette: En grunn er den naturlige konservatisme i faget; det tar lang tid å endre rådende oppfatninger av hvordan problemer skal gripes an. Noen kan dessuten være uenige i at vårt alternativ representerer et framskritt. En annen grunn kan være at noen av tilnærmingene jeg har beskrevet ovenfor, teknisk sett er kompliserte, og krever investering og trening i en type økonometrisk modellering som er uvant for mange. En tredje mulig grunn er at vi som har arbeidet med prosjektene

ikke har vært profesjonelle nok i vår formidling av idéene og resultatene til ulike typer publikum. En fjerde grunn kan være at de empiriske resultatene så langt ikke fullt ut er overbevisende. Det må innrømmes, som diskutert i avsnitt 6, at det gjenstår mye arbeid med etablering av bedre datagrunnlag, empirisk spesifisering og estimering før vi gjøre oss håp om å oppnå robuste resultater. Som vi har pekt på flere ganger er vi imidlertid her i godt selskap med forskere i andre miljøer, jf. sitatet vi innledet denne artikkelen med.

Vedlegg

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

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

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

Publisering i SSB

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

- Dagsvik, J.K. (1980): A dynamic model for qualitative choice behaviour. Rapport 80/11, Statistisk sentralbyrå.
- Dagsvik, J.K. (1983): Discrete dynamic choice: An extension of the choice models of Thurstone and Luce. *Journal of Mathematical Psychology*, **27**, 1-43.
- Dagsvik, J. K., B. Jovanovic and A. Shepard (1985): A foundation for three popular assumptions in job-matching models. *Labor Economics*, **3**, 403-420.
- Dagsvik, J.K., O. Ljones, S. Strøm, og R. Aaberge (1986): Gifte kvinners arbeidstilbud, skatter og fordelingsvirkninger. Rapport 86/14, Statistisk sentralbyrå.
- Dagsvik, J.K. (1987a): Econometric analysis of labor supply in a life cycle context with uncertainty. DP no.21, Statistisk sentralbyrå.
- Dagsvik, J.K. (1987b): A modification of Heckman's two stage estimation procedure that is applicable when the budget set is convex. DP no.28, Statistisk sentralbyrå.
- Dagsvik, J.K., and R. Aaberge (1987): Stochastic properties and functional forms of life cycle models for transitions into and out of employment. DP no.24, Statistisk sentralbyrå.
- Dagsvik, J.K., O. Ljones, S. Strøm and T. Wennemo (1988a): The impact on labour supply of a shorter workday: A micro-econometric discrete/continuous choice approach. In Hart (eds.): *Employment, unemployment and labor utilization*. Unwin Hyman, Boston.
- Dagsvik, J.K., O. Ljones, S. Strøm, T. Wennemo og R. Aaberge (1988b): Arbeidstilbud, skatt og inntektsfordeling (Labor supply, taxes and income distribution). I Torp (red.): *Når godene skal deles*. ad Notam, Oslo.
- Dagsvik, J. K., F. Laisney, S. Strøm and J. Østervold (1988c): Female labour supply and the tax benefit system of France. *Annales d'Economie et de Statistique*, **11**, 5-40.
- Dagsvik, J. K., I.A.K. Andersson, S. Strøm and T. Wennemo (1988d): Non-convex budget set, hours restrictions and labor supply in Sweden. DP no. 33, Statistisk sentralbyrå.
- Dagsvik, J.K. and S. Strøm (1988e): A labor supply model for married couples with non-convex budget sets and latent rationing. DP no. 36, Statistisk sentralbyrå.
- Dagsvik, J.K., and R. Aaberge (1991a): Household production, time allocation and welfare in Peru. In Herz and Khandker (eds.): *Women's work, education and family welfare in Peru*. World Bank Discussion Papers, no. 116.
- Dagsvik, J.K., and R. Aaberge (1991b): Household production, consumption and time allocation in Peru. DP no.58, Statistisk sentralbyrå.
- Dagsvik, J.K., and S. Strøm (1992): Labor supply with non-convex budget sets, hours restriction and non-pecuniary job-attributes. DP no.76, Statistisk sentralbyrå (Manus, revised version, 1994).
- Dagsvik, J. K. and S. Strøm (1994): Labor supply with non-convex budget sets, hours restrictions and non-pecuniary job-attributes. Manus, Statistisk sentralbyrå.

Dagsvik, J.K. (1994): Discrete and continuous choice, max-stable processes, and independence from irrelevant attributes. *Econometrica*, **62**, 1179-1205.

Dagsvik, J.K., and B. Jovanovic (1994): Was the great depression a low-level equilibrium? *European Economic Review*, **38**, 1711-1730.

Dagsvik, J.K., and S. Strøm (1997): A framework for labor supply analysis in the presence of complicated budget restrictions and qualitative opportunity aspects. Memorandum no. 22/97, Økonomisk institutt, UiO. (Revidert versjon, 1999).

Dagsvik, J. K. (2000a): Aggregation in matching markets. *International Economic Review*, **41**, 27-57.

Dagsvik, J. K. (2000b): Probabilistic models for qualitative choice behavior. Documents no. 2000/1, Statistisk Sentralbyrå.

Dagsvik, J. K., T. Kornstad and T. Wennemo (2002): A life cycle consistent model for labor market behavior with latent job attributes and serially correlated preferences. Manus, foreløpig og ufullstendig versjon, Statistisk sentralbyrå.

Dagsvik, J.K. (2002): Discrete choice in continuous time: Implications of an intertemporal version of the IIA property. *Econometrica*, **70**, 817-831.

Dagsvik, J. K. and S. Strøm (2002): Analyzing labor supply behavior with latent job opportunity sets and institutional choice constraints. Working Paper, no. 15/2002, International Center for Economic Research, Torino.

Dagsvik, J. K. and S. Strøm (2003): Analyzing labor supply behavior with latent job opportunity sets and institutional choice constraints. DP no. 344, Statistics Norway. (Dette DP oppdaterer Dagsvik og Strøm, 2002, i og med at datasettet er utvidet og dermed er estimatene mer presise).

Dagsvik, J. K., S. Strøm and Z. Jia (2003): A Stochastic model for the utility of income. Kommer som DP, Statistisk sentralbyrå.

Holst, K. (1986): En logitmodell for analyse av gifte kvinners arbeidstilbud. Interne notater, 86/23, Statistisk sentralbyrå.

Holst, K., S. Strøm, G. Wagenhals and J. Østervold (1988): Female labor supply and taxes in the Federal Republic of Germany. Memorandum no. 5, Økonomisk Institutt, UiO.

Håkonsen, L., T. Kornstad, K. Løyland og T. O. Thoresen (2001): Kontantstøtten - effekter på arbeidstilbud og inntektsfordeling. Rapport 2001/5, Statistisk sentralbyrå.

Kornstad, T. (1995): Empirical life cycle models of labour supply and consumption. *Sosiale og økonomiske studier*, no. 91, Statistisk sentralbyrå.

Kornstad, T. and T.O. Thoresen (2002a): A discrete choice model for labor supply and child care. DP no. 315, Statistisk sentralbyrå.

Kornstad, T. and T.O. Thoresen (2002b): Labor supply stimulating policies. Skatteforum, Seminar om skatteøkonomi, Rapport 68, NFR.

Kornstad, T., and T.O. Thoresen (2003): Means-testing the child benefit. Kommer i *Review of Income and Wealth*.

Ljones, O. (1979): Kvinnens yrkesdeltaking i Norge. *Sosiale og økonomiske studier*, nr. 39, Statistisk sentralbyrå.

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

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

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

Referanser til generell litteratur

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

- Falmagne, J. C. (1985): *Elements of Psychophysical Theory*. Oxford University Press, New York.
- Flood, L. og A. Klevmarken (1990): Arbetsutbudet: forskning på väg. Kommentarer til Aaberge, Dagsvik och Strøm och till Blomquist. *Ekonomisk debatt*, 1/90, 67-72.
- Frisch, R. (1926): Kvantitativ formulering av den teoretiske økonomikkens lover. *Statsøkonomisk Tidsskrift*, **40**, 299-334.
- Gescheider, G. A. (1997): *Psychophysics, the fundamentals*. L. Erlbaum associates, Publishers, London.
- Greene, W.H. (1993): *Econometric Analysis*. Prentice-Hall Inc. Englewood Cliffs, New Jersey.
- Haavelmo, T. (1943): The statistical implications of a system of simultaneous equations. *Econometrica*, **11**, 1-12.
- Haavelmo, T. (1944): The probability approach to econometrics. *Econometrica*, **11**, Supplement.
- Hausman, J. A. (1981): Labor supply. In H. Aaron and J. Pechman (eds.), *How Taxes Affect Behavior*. Brookings Institution, Washington D.C.
- Hausman, J. A. (1985): The econometrics of non-linear budget sets. *Econometrica*, **53**, 1255-1282.
- Heckman, J.J. (1974): Shadow prices, market wages and labor supply. *Econometrica*, **42**, 679-694.
- Heckman, J.J. (1979): Sample selection as a specification error. *Econometrica*, **47**, 153-162.
- Heckman, J.J. and T.E. MaCurdy (1980): A life cycle model of female labour supply. *Review of Economic Studies*, **47**, 47-74.
- Heckman, J.J. (1981): Heterogeneity and state dependence. In S. Rosen (eds.), *Studies in Labor Markets*. University of Chicago Press, Chicago.
- Hernæs, E., K. Røed og S. Strøm (2002): Yrkesdeltakelse, pensjoneringsatferd og økonomiske insentiver, Rapport 4/2002, Frischsenteret, UiO.
- Ilmakunnas, S. and S. Pudney (1990): A model of female labour supply in the presence of hours restrictions. *Journal of Public Economics*, **41**, 183-210.
- Kapteyn, A., P. Kooreman and A. van Soest (1990): Quantity rationing and concavity in a flexible household labor supply model. *The Review of Economics and Statistics*, **62**, 55-62.
- Karlin, S. (1966): *A First Course in Stochastic Processes*. Academic Press, New York.
- Killingsworth, M.R. (1983): *Labor Supply*. Cambridge University Press, New York.
- Killingsworth, M.R. and J.J. Heckman (1986): Female labor supply: A survey. In O. Ashenfelter and L. Layard (eds.): *Handbook of Labor Economics*, Vol. **1**, 104-204.
- Luce, R. D. (1959): *Individual Choice Behavior*. Wiley, New York

- MaCurdy, T.E. (1981): An empirical model of labor supply in a life-cycle setting. *Journal of Political Economy*, **89**, 1059-1084.
- MaCurdy, T.E. (1983): A simple scheme for estimating an intertemporal model labor supply and consumption in the presence of taxes and uncertainty. *International Economic Review*, **24**, 265-289.
- MaCurdy, T.E. (1985): Interpreting empirical models of labor supply in an intertemporal framework with uncertainty. In J.J. Heckman and B. Singer (eds.): *Longitudinal Analysis of Labor Market data*. Econometric Society Monographs, Cambridge University Press.
- McFadden, D. (1978): Modelling the choice of residential location. In A. Karlquist, L. Lundquist, F. Snickars and J.J. Weibull (eds.): *Spatial Interaction Theory and Planning Models*. North Holland, Amsterdam.
- McFadden, D. (1984): Econometric analysis of qualitative response models. In Z. Griliches and M. D. Intriligator (eds.), *Handbook of Econometrics*, Vol. **3**, 1395-1457.
- Mroz, T.A. (1987): The sensitivity of an empirical model of married women's hours of work to economic and statistical assumptions. *Econometrica*, **55**, 765-800.
- Rosen, H. S. (1979): Taxes in a labor supply model with joint wage-hours determination. *Econometrica*, **44**, 485-508.
- Roth, A. E., and M.A.O. Sotomayor (1990): *Two-Sided Matching*. Cambridge University Press, New York.
- Røed, K. (1997): Flat skatt, effektivitet og arbeidsledighet. *Sosialøkonomen*, **51**, no.9/10, 2-10.
- Røed, K. and S. Strøm (2002): Progressive taxes and the labour market: Is the trade-off between equality and efficiency inevitable? *Journal of Economic Surveys*, **6**, 77-110.
- Schwarz, B. (1990): Arbetstid och anställningstid. Svar til Aaberge, Dagsvik och Strøm. *Ekonomisk debatt*, 1/90, 63-64.
- Stevens, S.S. (1975): *Psychophysics: Introduction to its Perceptual Neural, and Social Prospects*. J. Wiley, New York.
- Strøm, S., and G. Wagenhals (1991): Female labour supply in the Federal Republic. *Jahrbucher fur Nationalökonomie und Statistik*. **208**, 575-595.
- Sødersten, B. (1990): Omöjligt att isolera effekterna. Svar til Aaberge, Dagsvik och Strøm. *Ekonomisk debatt*, 1/90, 65-66.
- van Soest, A. (1994): Structural models of family labor supply. A discrete approach. *The Journal of Human Resources*, **30**, 63-88.
- Wales, T. J., and A. D. Woodland (1979): Labor supply and progressive taxes. *Review of Economic Studies*, **46**, 83-95.

De sist utgitte publikasjonene i serien Notater

- 2003/40 A. Langørgen og R. Åserud: Faktorer bak kommunale variasjoner i utgifter til sosialhjelp i 2000. 20s.
- 2003/41 T.M. Normann: Omnibusundersøkelsen februar/mars 2003. Dokumentasjonsrapport. 35s
- 2003/42 D.E. Somervoll: TROLL kan temmes. Kort innføring i Trollprogrammering. 13s.
- 2003/43 Å. Cappelen, T. Eika, P.R. Johansen og J.A. Jørgensen: Makroøkonomiske konsekvenser av lavere aktivitet i oljevirksomheten framover. 30s.
- 2003/44 L. Østby: Innvandring fra nye EU- land; fortid, nåtid og mulig framtid. 44s.
- 2003/45 T. Dale, H. Høie og A-K.Johnsen: Evaluering av "Naturressurser og miljø" 30s.
- 2003/46 L. Solheim: Foreløpige landstall i KOSTRA. Prinsipper, metoder, produksjon og eksemper. 76s
- 2003/47 A. Hurlen Foss: kvaliteten i boligdelen av Folke- og boligtellingsen. 32s.
- 2003/48 E. Siig Meen og O. Rognstad: Jordbrukstelling 1999- dokumentasjon. 105s.
- 2003/49 L.Rogstad: Statistiske temakart og X-Map. 32s.
- 2003/50 E. Holmøy: Velferdsregnskap - et mulig teoretisk rammeverk.35s.
- 2003/51 C. Wiecek: Undersøkelse om fremtidsplaner, familie og samliv. Dokumentasjonsrapport. 59s.
- 2003/52 KOSTRA: Arbeidsgrupperapporter 2003. 153s.
- 2003/53 A. Haglund: Rapport fra arbeidsgruppa om forslag til arbeidsdeling mellom Brønnøysundregistrene (BR) og Statistisk sentralbyrå (SSB). 40s.
- 2003/54 E. Eng Eibak: Forventningsindikator - konsumprisene. Mai - november 2003. 19s.
- 2003/55 G. Daugstad: Levekår for ungdom i større byer. 80s.
- 2003/56 A. Vedø og D. Rafat: Sammenligning av utvalgsplaner i AKU. 17s.
- 2003/57 L. Belsby: Frafall og vekter i Tidsbruksundersøkelsen 2000-2001. 20s.
- 2003/58 L.Belsby: Vekter i Forbruksundersøkelsen. 28s.
- 2003/59 M. Mogstad og L.C. Zhang: På veien fra familie- til husholdningsregister. En metode for prediksjon av samboere uten barn .53s
- 2003/60 A. Vedø og D. Rafat: Redigering av husholdningsfilen fra Kvalitetsundersøkelsen. 13s.
- 2003/61 M. Mogstad: Analyse av fattigdom basert på register- og folketellingsdata. 75s.
- 2003/62 T. Eika og J.A. Jørgensen: Makroøkonomiske virkninger av høye strømpriser i 2003. En analyse med den makroøkonometriske modellen KVARTS.16s
- 2003/63 B. Mathisen: Flyktninger og arbeidsmarkedet 4. kvartal 2001. 32s.
- 2003/64 E. Røed Larsen og D.E. Sommervoll: Til himmls eller utfør stupet? En katalogisering av forklaringer på stigende boligpriser. 31s.
- 2003/65 P.E. Tønjum: Tilbakemelding/dokumentasjon av prosjektet: Avstemming av KNR mot nye årstall ifølge tallrevisjonen.43s.
- 2003/66 B.A. Holth: Arbeids- og bedriftsundersøkelsen 2003. Dokumentasjon. 67s.
- 2003/67 H. Tønseth: Kommuneale helseforskjeller -de finnes, men kan de måles? 15s.
- 2003/68 T.M. Normann: Omnibusundersøkelsen mai/juni 2003. Dokumentasjonsrapport. 50s.
- 2003/69 KOSTRA (Kommune- Stat- Rapportering) Rutinebeskrivelse og dokumentasjon. 60s.