

SNF RAPPORT NR. 31/00

Påvirkes gifte kvinners yrkesdeltakelse av ektefellens inntekt?

av

Trond Pedersen

SNF-prosjekt nr. 4480
Arbeidsmarked og lønnsforskjeller i en globalisert økonomi

Prosjektet er finansiert av Norges forskningsråd

STIFTELSEN FOR SAMFUNNS- OG NÆRINGSLIVSFORSKNING
Bergen, juni 2000

© Dette eksemplar er fremstilt etter avtale
med KOPINOR, Stenergate 1, 0050 Oslo.
Ytterligere eksemplarfremstilling uten avtale
og i strid med åndsverkloven er straffbart
og kan medføre erstatningsansvar.

ISBN 82-491-0060-3
ISSN 0803-4036

FORORD

Nå som vi har gått over i et nytt årtusen, vil jeg vil rette en takk til andreveileder, forsker Øivind Anti Nilsen, for å ha gitt god tilbakemelding under forskningsarbeidet i forbindelse med denne rapporten. En takk går også til førsteveileder, professor Kjell Erik Lommerud, for gode råd og inspirerende samtaler.

Til slutt vil jeg takke min samboer Elisabeth Almeland for å ha hatt stor tro på meg, og for å ha gitt meg moralsk støtte.

Bergen, 13. Januar 2000

Trond Pedersen

INNHOOLDSLISTE

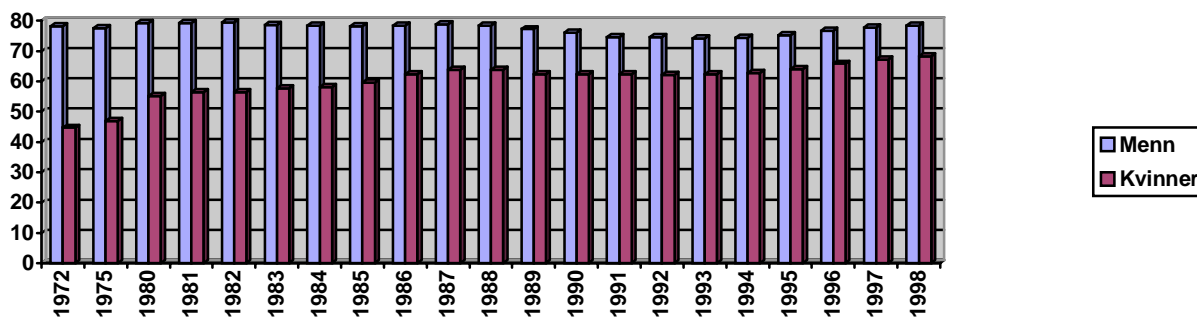
Kapittel	Side
1. Innledning	1
1.1 Problemstilling	1
1.2 Kort om andre studier	5
1.3 Fremgangsmåte	6
1.4 KIRUT-databasen	7
1.5 Litt om hvert kapittel	8
2. Teoretisk modellgrunnlag	9
2.1 Husholdningens yrkesdeltakelse: Nytteteori	9
2.1.1 En kooperativ tilnærming	9
2.1.2 En ikke-kooperativ tilnærming	13
2.2 Oppsummering	19
3. Økonometrisk modellapparat	20
3.1 Innledning	20
3.2 Den multinomiske modellen	20
3.3 Tolking av estimeringsresultat	22
3.4 Statistisk inferens	25
3.4.1 Testing av enkeltvariabler	25
3.4.2 Testing av modellens forklaringskraft	26
4. Empirisk analyse	28
4.1 Innledning	28
4.2 Uttaket og bearbeidingen av data	28
4.3 Deskriptiv statistikk	30
4.4 Hovedanalysen	41
4.4.1 Den avhengige variabelen	43

4.4.2 Forklaringsvariablene	43
4.4.3 Resultat fra regresjonsanalysen	49
5. Oppsummering	58
Litteraturliste	61
Vedlegg 1	64
Vedlegg 2	66
Vedlegg 2A	68
Vedlegg 3	68
Vedlegg 4	69
Vedlegg 5	70
Vedlegg 6	71

1. INNLEDNING

1.1 Problemstilling

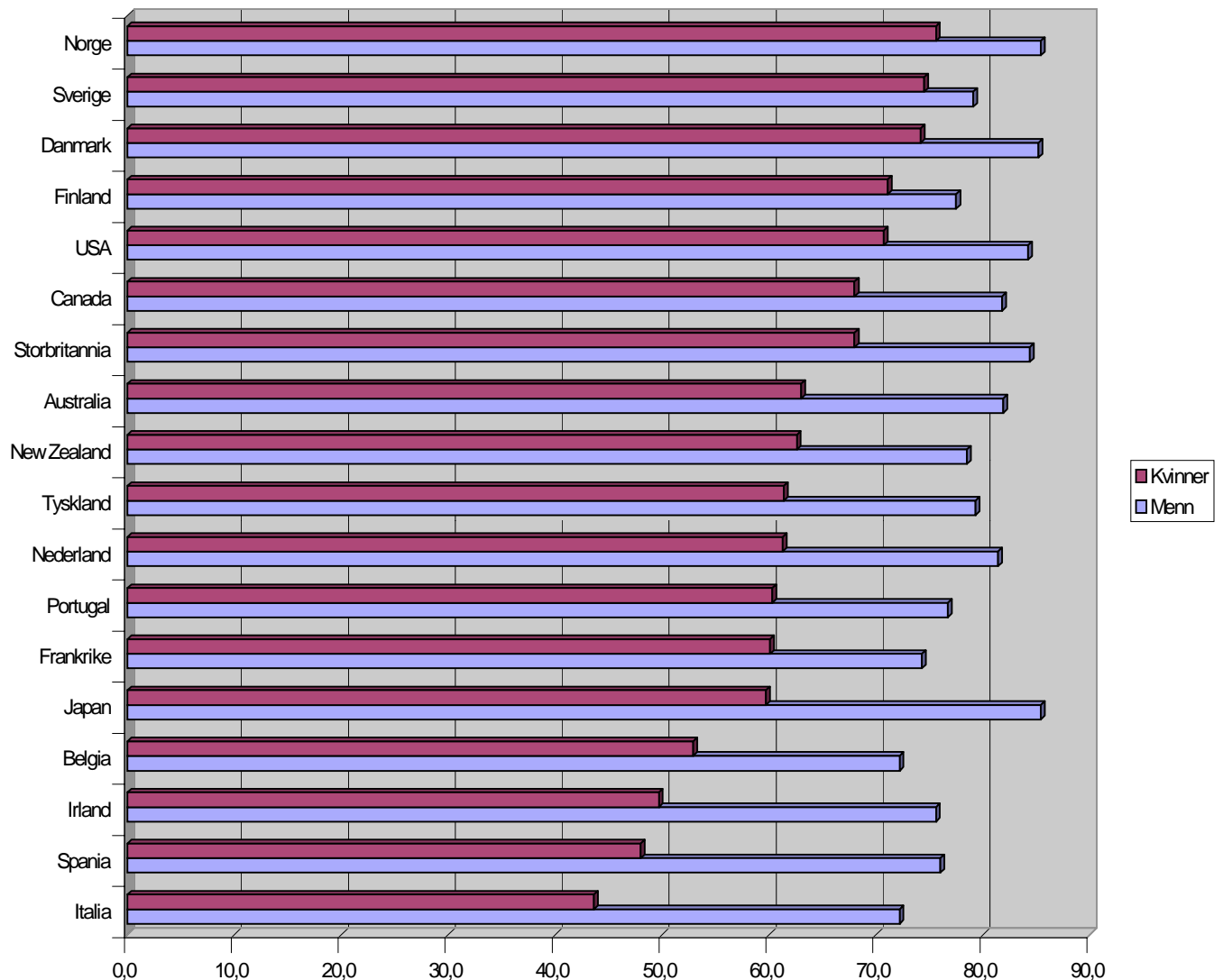
I løpet av de siste tiår har vi opplevd at kvinner har blitt mer og mer likestilte med mannen. Dette har særlig gitt seg utslag i at yrkesdeltakelsen har økt betydelig i denne perioden. Som vi ser i figur 1.1, var ca. 45% av alle kvinner mellom 16 og 74 år med i arbeidsstyrken i 1972, mens deltakelsesandelen i 1998 var på 68.2%. Dette tilsvarer en økning på rundt 23%. Når det gjelder andelen blant menn, så er den omtrent like høy i 1998 som den var i 1972, dvs. rundt 78%. Det har med andre ord foregått en formidabel utjevning i løpet av de siste 30 årene.



Figur 1.1: Andelen personer i alderen 16-74 år i arbeidsstyrken (%). Data hentet fra SSB (1998).

Norske kvinners inntog på arbeidsmarkedet har bidratt til at vi, sammen med våre nordiske naboer, ligger i verdenstoppen når vi ser på andelen blant kvinner som er i arbeidsstyrken. Dette kommer frem av figur 1.2. Også når det gjelder forholdet mellom kvinner og menns yrkesdeltakelse, ligger vi i tetsjiktet. Av de land som er tatt med i figuren, kommer middelhavslandene Italia og Spania, samt Irland og Japan verst ut når det gjelder kjønnsfordelingen i arbeidsmarkedet. Det er mange årsaker til at de nordiske kvinnene er såpass likestilte, men de viktigste er utbyggingen av velferdssamfunnet og den bevisste likestillingsprosessen som er gjennomført. Dette har bidratt til at forholdene er blitt bedre lagt til rette, for at kvinner skal kunne gå ut i arbeidslivet og bli selvforsørgende. I tillegg til at forskjellen i kjønnes yrkesdeltakelse er mindre enn i de fleste andre land, har vi i de senere år opplevd en økning i andelen kvinner som tar høyere utdanning, og i dag er de faktisk i

overvekt i forhold til menn. På grunnlag av disse observasjonene, vil det være interessant å finne ut i hvor stor grad gifte kvinner er uavhengige av ektefellens forsørgingsevne.



Figur 1.2: Andel personer i alderen 15-64 år i arbeidsstyrken, 1997 (Norge, Spania, Storbritannia og USA: 16-64 år). Data er hentet fra SSB (1999).

Hva skjer i en husholdning der mannens inntekt blir redusert på grunn av uventet arbeidsledighet? Dersom familien er interessert i å opprettholde sin levestandard, vil det kunne bli nødvendig at den andre parten i ekteskapet må øke sin yrkesdeltakelse¹ for å kunne kompensere for reduksjonen i inntekt. Dette fenomenet blir i den empiriske litteraturen kalt for

¹ Dvs.: Starte å lete etter arbeid dersom personen er ute av arbeidsstyrken i utgangspunktet, eller jobbe flere timer i uken dersom han/ hun har en jobb allerede.

”added worker”-effekten, dersom ektefellen, som regel konen, går fra ikke å tilhøre arbeidsstyrken (f. eks. hjemmeværende) og ut i arbeidslivet. Tilpasningen er nokså intuitiv, og kan vises innenfor et teoretisk rammeverk av nyttemaksimering: Anta at ektepar maksimerer en felles nyttefunksjon mhp. mannens og konens fritid, som antas å være substitutter, og familiens totale konsum. Begrensning finnes i form av en budsjett- og en tidsrestriksjon². Effekten kan også forklares ved å bruke en ikke-kooperativ tilnærming, men da vil den oppstå pga. en substitusjonsvirkning³: Individet som blir arbeidsledig vil få økt fritid, noe som fører til at han/hun trolig vil utføre mer husholdningsarbeid i hjemmet. Dette vil øke sannsynligheten for at den andre parten i ekteskapet øker sin yrkesdeltakelse, ettersom denne personen nå vil få mer tid til å arbeide/ søke etter jobb⁴. Men *er* det egentlig slik tilpasningen foregår? Deskriptiv statistikk fra undersøkelser fra USA, Storbritannia og Australia⁵ viser en tendens til at koner til arbeidsledige menn er overrepresentert når det gjelder ledighetsrate. Giannelli & Micklewright (1995) fremstiller dessuten en tabell⁶ som viser at i 10 av 11 vestlige land, deriblant Norge, hadde kvinner lavere deltagelse dersom mannen var arbeidsledig enn om han jobbet. Alt i alt eksisterer det heller ingen konsensus når det gjelder eksistensen av en ”added worker”-effekt (AWE). I den empiriske litteraturen er det fem faktorer som oftest blir nevnt som forklaring på hvorfor ektepar ikke nødvendigvis tilpasser seg slik som nytteteorien forutsier:

I ”Assortative mating”: Menn gifter seg med kvinner som har mange av de samme egenskaper som seg selv. Det som oftest blir trukket frem i studier av arbeidstilbud, er at ektefeller er innbyrdes like mhp. menneskelig kapital, noe som gjør at de er like attraktive i arbeidsmarkedet. Utdanningsnivå blir som regel brukt som mål for denne typen kapital. Konsekvensen er at menn som ofte er arbeidsledig gjerne er gift med kvinner som også har denne tendensen. Mare (1991) og Pencavel (1998) har undersøkt sammenhengen mellom ektefellers utdanningsnivå i USA, og begge finner en positiv korrelasjon. I tillegg viser det seg at graden av homogenitet har økt siden 1960.

² Denne teoretiske modellen vil bli utledet og forklart i kapittel 2.1.1

³ Bl.a. Maloney (1987) og Spletzer (1997) nevner denne virkningen.

⁴ Jeg vil gå grundig gjennom dette i kapittel 2.1.2

⁵ USA: Lundberg (1985), Maloney (1991) og Spletzer. Storbritannia og Australia: Cooke (1987).

⁶ Målingene, som gjelder gifte kvinner i alderen 20-54 år, ble ikke utført samtidig i de forskjellige land, og tidspunktet varierer fra 1979 til 1987.

- II Komplementaritet i fritid: Ektepar vil være komplementære i fritiden⁷ dersom de har en sterk preferanse for å tilbringe denne tiden sammen. I dette tilfellet vil konen ha en tendens til å redusere sin yrkesdeltakelse dersom mannen skulle bli arbeidsledig, slik at han slipper å tilbringe den økte fritiden alene. Dersom forholdet mellom rekreasjon⁸ og husholdningsarbeid er høyt, er det lett å tenke seg at det eksisterer komplementaritet i og med at det sistnevnte ikke trenger like stor grad av deltakelse fra begge to som det førstnevnte⁹. Tall fra SSB¹⁰ viser at dette forholdet var 1.24 i 1971-72, mens det i 1990-91 var på hele 1.76, noe som indikerer en større grad av komplementaritet i dag enn for 20-30 år siden.
- III Sosialt stigma: Det kan tenkes at mannen føler seg mindreverdige dersom han blir forsørget av sin kone. Hun vil da vente i det lengste med å øke sitt arbeidstilbud i frykt for å skade mannens selvtillit dersom han skulle bli arbeidsledig. Dersom konen i utgangspunktet er i jobb, kan det tenkes at hun må slutte i jobben. Ettersom kvinner har økt yrkesdeltakelsen i takt med likestillingen de siste 20 år, vil en kunne forvente at sannsynligheten for at ektemannen blir tatt hensyn til på denne måten, har minsket med årene. Men den eldre generasjon (de som er født før 1950¹¹) vil nok henge litt igjen ettersom de har litt mer tradisjonelle verdier enn de mer liberale yngre. Cooke (1987) viser til en meningsmåling, foretatt av Europakommisjonen i 1984. Der blir det funnet at 59% av alle kvinner i det daværende EU var enige i følgende påstand: ”En mann har større rett til å jobbe enn en kvinne, i en periode med høy arbeidsledighet.”
- IV Lokal arbeidsledighet: Ektepar bor i en og samme kommune, og opplever dermed samme arbeidsledighet. Dersom de bor i en kommune med høy ledighet, vil sannsynligheten for den ene part er uten arbeid, gitt at den andre er arbeidsledig, være større enn dersom de

⁷ Med fritid menes alt som ikke er inntektsgivende arbeid, og omfatter bl.a. husholdningsarbeid, rekreasjon, utdanning og personlige behov.

⁸ Friluftsliv, underholdning, sosialt samvær, ferie mm.

⁹ Martínez-Granado (1998) nevner at denne komplementariteten er tenkelig dersom en høy andel av fritiden er ”ren” fritid, og gir dermed støtte til denne hypotesen.

¹⁰ Statistisk sentralbyrå (SSB) måler tidsbruken som gjennomsnittlig tid pr. dag. Kilde: NOS Tidsbruk og tidsorganisering 1970-90.

¹¹ Martínez-Granado gjør funn som indikerer eksistens av et sosialt stigma forbundet med at mannen blir forsørget, for de som er født før 1950.

bodde i en kommune med lav ledighetsrate. Dette har å gjøre med hvor vanskelig det er å skaffe seg en jobb; høy ledighetsrate vil si at det er overskuddstilbud av arbeidskraft, slik at det bare er de med de beste kvalifikasjoner som får jobb.

- V **Kontaktnett:** En gift person som er arbeidende kan, gjennom sitt kontaktnett, gjøre det lettere for sin arbeidsledige ektefelle å komme seg i arbeid. De som er i arbeidslivet sitter inne med innsideinformasjon om bl.a. ledige stillinger, og kan i tillegg anbefale ektemaken sin for arbeidsgivere. Denne muligheten forsvinner dersom personen er arbeidsledig eller ikke har noe langvarig tilhørighet til en og samme arbeidsplass. Dette er et punkt som ikke blir nevnt så hyppig, men Lundberg (1985) nevner det i sin artikkel.

Tatt i betraktning de fem forhold som kan tenkes å påvirke ektefellers yrkesdeltakelse i en komplementær retning, er det ikke lenger så opplagt som en skulle tro, at tilpasningen foregår slik som forklart innledningsvis.

1.2 Kort om andre studier

Det eksisterer mange studier av arbeidstilbud/ yrkesdeltakelse på individnivå. En del av dem ser på ektefellers, og spesielt gifte kvinners, tilbud av arbeidskraft, men det er en heller mindre andel som fokuserer på virkningen av at mannen blir arbeidsledig, dvs. modellerer arbeidstilbudet som resultatet av en familiebeslutning. Disse studiene, som ofte ser på det britiske og amerikanske arbeidsmarkedet, tar i bruk en rekke forskjellige økonometriske metoder, selv om den teoretiske basisen er felles. Lundberg (1985) og Martínes-Granado (1998) benytter seg av forløpsanalyse, Maloney (1987) en tobit- og en seleksjonsmodell (1991), Spletzer (1997) en probitmodell, Lundberg (1988) simultane ligninger av mannens og konens arbeidstilbud, mens Davies m.fl.(1992), Ercolani & Jenkins (1999) og Giannelli & Micklewright bruker logitmodeller. Av disse, er det bare Lundberg (1985, 1988) og Martínes-Granado som finner en signifikant AWE. Fraværet av denne effekten blir som regel forklart med de punktene som jeg nevnte i delkapittel 1.1.

Lundberg (1985), som deler utvalget sitt inn i hvite, latinske og svarte familier, finner en signifikant AWE i den hvite folkegruppen. Dette funnet blir gjort, til tross for at det ikke blir kontrollert for "assortative mating". Martínes-Granado, som har en nesten identisk fremgangsmåte¹², finner en AWE innenfor husholdninger med koner som er svært knyttet til arbeidsmarkedet (unge, utdannede, var i arbeid før ekteskapet, og uten barn), født etter 1950 og der mannen har medium/lavere grad av utdanning, dersom mannens ledighet er kortvarig. Og jo mindre knyttet mannen er til arbeidsmarkedet, jo større blir effekten. Modellen til Martínes-Granado er noe mer avansert enn Lundbergs i og med at han bruker flere forklaringsvariabler, og pga. at han kontrollerer for både "assortative mating" og "sosialt stigma". I 1988 finner Lundberg en negativ og signifikant kryssinntektseffekt på konens arbeidstilbud, men bare for ektepar med ett eller flere barn under 6 år. For dem uten småbarn finner hun ingenting som tyder på interaksjon mellom mannen og konen.

Maloney (1987) estimerer konens arbeidstilbud, som funksjon av mannens arbeidsledighet og andre karakteristikk ved husholdningen. Resultatet av estimeringen, er at det blir funnet en *uobserverbar* AWE: Mannens arbeidsledighet blir funnet å påvirke konens *ønskede/ usensurerte* arbeidstilbud. Noen egentlig effekt blir altså ikke funnet. Dessuten blir tverrsnittsdata benyttet, og arbeidstilbud og arbeidsledighet blir målt i antall timer i året. Ulempen med dette er hhv. at denne typen data ikke får med seg konenes intertemporale beslutninger når mannen blir arbeidsledig, og at kortvarige endringer i yrkesdeltakelsen ikke blir fanget opp ved bruk av årlige mål.

1.3 Fremgangsmåte

Jeg vil med denne rapporten undersøke om ektefeller reagerer med å øke sin yrkesdeltakelse som svar på at hovedforsørgeren i parforholdet opplever en reduksjon i antall arbeidstimer i uken, og dermed får en reduksjon i arbeidsinntekten. Ettersom det fremdeles er slik at kvinner gjennomsnittlig har lavere lønn enn menn, vil det i de fleste tilfeller være mannen i forholdet

¹² Begge bruker paneldata, og estimerer matriser med overgangsrate mellom følgende jobbstatus: Sysselsatt, arbeidsledig og ute av arbeidsstyrken.

som innehar rollen som hovedforsørger. Derfor vil jeg spesielt fokusere på gifte kvinners tilpasning gitt en nedgang i ektemannens arbeidsinntekt. I den økonometriske modellen vil jeg prøve å kontrollere for to av de fem tidligere nevnte påvirkningskildene, slik at jeg får ”isolert” en evt. AWE. I tillegg vil jeg undersøke om det eksisterer ”assortative mating” (jfr. punkt I) blant norske ektepar, vha. krysstabeller. Begrepet ”added worker”-effekten vil heretter bli utvidet til å gjelde ektemaker som *øker sin yrkesdeltakelse* (f. eks. fra 20 til 30 timer i uken), og ikke bare går fra en tilstand som ”ute av arbeidsstyrken” og inn i arbeidsmarkedet. Det som bestemmer den økonometriske modellen, er hvilken type data som er tilgjengelig og som samtidig passer på undersøkelsen. Jeg tar i bruk data fra KIRUT¹³-databasen. I denne databasen er det bare variabelen ”ARtimer” som passer som mål på yrkesdeltakelse. Dette er en diskret variabel med tre kategorier: 4-19, 20-29, og 30 eller flere timer i uken. Derfor velger jeg å bruke en multinomisk logit-modell i min undersøkelse.

1.4 KIRUT-databasen

Sosialdepartementet er initiativtaker, og finansierer KIRUT-databasen sammen med Norges forskningsråd, mens NSD¹⁴ er tilrettelegger og administrator. Formålet med databasen er å kartlegge individstrømmer mellom og innenfor ulike trygdeordninger i Norge. I tillegg til opplysninger som vedrører trygdetilstander, inneholder databasen demografiske variabler og variabler som vedrører utdanning, inntekt, sysselsetting og arbeidssøking. Opplysningene knyttes hele utvalgsperioden til de samme individene, slik at man kan følge hver person over en syvårsperiode.

Til nå er det lagt inn data for et 10% utvalg av befolkningen i Norge mellom 16 og 67 år, for årene 1989 til 1995. Dette utvalget er stratifisert på bakgrunn av kjønn, alder, ekteskapeleg status og landsdel. Bevegelser innen trygdesystemet og opplysninger om lønnet arbeid blir registrert nærmest fortløpende. Endringer vedrørende bosted, familiesituasjon, inntekt og utdanning blir oppdatert årlig. Hvert år blir utvalget supplert med 10% av alle 16 åringer i

¹³ Klientstrømmer Inn i, Rundt i og Ut av Trygdesystemet og arbeidsmarkedet.

¹⁴ Norsk Samfunnsvitenskapelig Datatjeneste.

landet, samt at alle innvandrere blir registrert. Individ som passerer 67 år blir værende i databasen.

1.5 Litt om hvert kapittel

I neste kapittel vil jeg presentere og forklare den teoretiske modellen som ligger til grunn for min analyse, før jeg i kapittel 3 går gjennom det økonometriske modellapparatet. I kapittel 4, som er hoveddelen i denne rapporten, vil jeg kort fortelle hvordan jeg har bearbeidet KIRUT-dataene, for deretter å beskrive mitt utvalg ved hjelp av deskriptiv statistikk. Så vil regresjonsmodellen bli presentert, i tillegg til at jeg gir en begrunnelse for valg av variabler. Til slutt i dette kapitlet, vil resultatene av estimeringen bli vist og tolket. I kapittel 5 vil jeg gi en kort oppsummering, og komme med en konklusjon på bakgrunn av estimeringsresultatene.

2. TEORETISK MODELLGRUNNLAG

2.1 Husholdningens yrkesdeltakelse: Nytteteori

Husholdningens yrkesdeltakelse kan modelleres innenfor rammen av standard nytteteori, der familien (mannen og konen) maksimerer en felles nyttefunksjon gitt en budsjettbetingelse. Denne type modellering er den som oftest blir brukt når det gjelder problemstillinger av samme art som i denne rapporten. Modellen er kooperativ, i og med at mannen og konen samarbeider om å maksimere familiens nyttefunksjon. En annen, og mindre brukt tilnærming, er den hvor husholdningen blir fremstilt som ikke-kooperativ. Partene i ekteskapet vil i dette tilfellet opptre slik at de maksimerer hver sin nyttefunksjon. Den samlede nytten i husholdningen, og nytten til den andre part, vil i dette tilfellet være irrelevant for ektefellene. Det som gjør at de allikevel vil påvirke hverandre, er at de begge bidrar med å produsere et felles familie-gode som blir konsumert sammen med et annet privat gode. Mens partene i den kooperative modellen tar hensyn til hverandre ved at de samarbeider om å maksimere husholdningens nytte, tar de i denne modellen *strategiske* hensyn. Endringer i parametrene, vil ha både direkte og strategiske effekter, hvor den sistnevnte er virkningen på den andre part. Jeg vil vise at ”added worker”-effekten kan forklares både innenfor et kooperativt og et ikke-kooperativt modellapparat.

2.1.1 En kooperativ tilnærming

I denne teoretiske modellen, tar jeg utgangspunkt i at familien maksimerer en felles nyttefunksjon, $U(C, I)$, mhp. konsum, og mannens og konens fritid.

C = husholdningens totale konsum

$I = (I_m, I_f)$ = fritid for mannen (m) og konen (f).

Ekteparet må i fellesskap bestemme seg for hvor mye hver av dem skal jobbe, slik at nytten/konsumet blir høyest mulig, gitt husholdningsbudsjettet.

Følgende antakelser blir gjort:

- Grensenytten mhp. de tre godene konsum, og mannens og konens fritid, er positiv. Dette er rimelig å anta.
- Nyttefunksjonen er strengt kvasikonkav.
- Konsum og fritid er normale goder, dvs. at dersom inntekten øker, så vil også etterspørselen etter disse faktorene øke.

Begrensninger eksisterer i form av en budsjettbetingelse, og en tidsbegrensning:

$$C \leq w_m h_m + w_f h_f + y$$

$$l_i + h_i = T \quad \text{der } i = m, f$$

Konsumet er begrenset av mannens og konens inntekt, hhv. $w_m h_m$ og $w_f h_f$, og andre inntekter, y . Samtidig må summen av fritid (l) og arbeid (h) for mannen og konen, ikke overstige tiden som er til rådighet (T). Man kan si at individene bruker tiden sin til enten å jobbe, eller til fritidsyssler.

En "added worker"-effekt kan forklares ved å se på budsjettbetingelsen: Anta en reduksjon i arbeidstilbudet til mannen (h_m blir lavere). Dette fører til lavere husholdningsinntekt, slik at konsumet må reduseres dersom ikke konen øker sitt arbeidstilbud (h_f). Denne tilpasningen skyldes antakelsen om normale goder: Nedgangen i inntekt fører til at både konsumet og fritiden må reduseres. Reduksjonen i arbeidsinntekt blir altså kompensert ved økt arbeidsinnsats hos ektefellen.

Matematisk:

Gjør først en forenkling ved å normalisere tid til rådighet, ved å sette $T=1$. En ny budsjettbetingelse der tidsbegrensningen er tatt hensyn til: (Antar ikke-metning, dvs. at det er optimalt å bruke hele inntekten som er til rådighet, til konsum.)

$$C = w_m(1-l_m) + w_f(1-l_f) + y$$

Kan optimere ved å bruke Lagrange-metoden:

$$L = U(C, l_m, l_f) - \lambda(C - w_m(1-l_m) + w_f(1-l_f) + y)$$

Førsteordensbetingelsene:

$$\left. \begin{aligned} \frac{dL}{dC} &= \frac{\partial U}{\partial C} - \lambda = U_C - \lambda = 0 \\ \frac{dL}{dl_m} &= \frac{\partial U}{\partial l_m} - \lambda w_m = U_{l_m} - \lambda w_m = 0 \\ \frac{dL}{dl_f} &= \frac{\partial U}{\partial l_f} - \lambda w_f = U_{l_f} - \lambda w_f = 0 \end{aligned} \right\} \Rightarrow U_C = \frac{U_{l_m}}{w_m} = \frac{U_{l_f}}{w_f} = \lambda$$

$$C = w_m + w_f + y - w_m l_m - w_f l_f$$

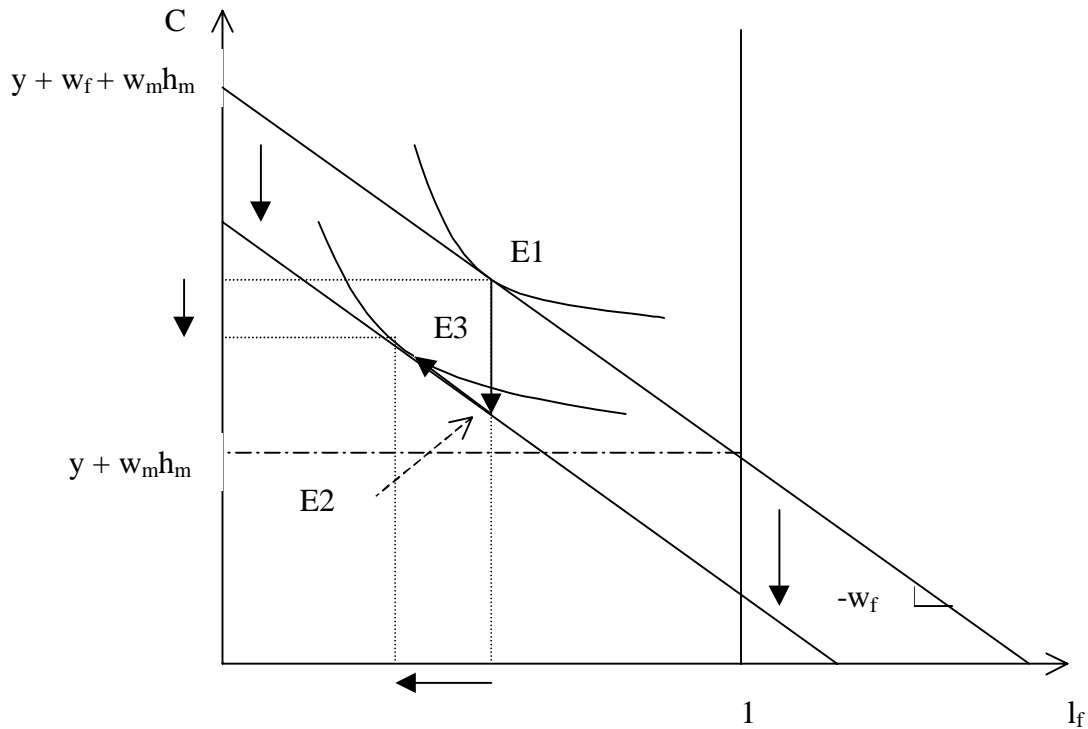
I optimum vil altså forholdet mellom grensenytten og pris være lik for alle goder (Gossens lov). Her bør det poengteres at lønnen w kan tolkes som kostnaden/prisen til fritid (den inntekt en går glipp av ved å forbruke en enhet med fritid).

Resultatet av nyttemaksimeringen skrevet på en annen måte:

$$\frac{U_{l_m}}{U_C} = w_m, \frac{U_{l_f}}{U_C} = w_f, \frac{U_{l_m}}{U_{l_f}} = \frac{w_m}{w_f}$$

Altså: Forholdet mellom grensenyttene er lik prisforholdet.

La oss nå analysere hva som skjer dersom for eksempel mannen i et ekteskap ufrivillig må redusere sitt arbeidstilbud (mister jobben, blir syk, etc.). Fremstiller konens tilpasning der mannens yrkesdeltakelse, samt lønn (w) og andre inntekter (y) er gitt:



Konens tilpasning i optimum, er representert ved pkt. E1. Dersom mannen jobber mindre, vil husholdningens inntekt gå ned isolert sett. Vi får et parallellskift nedover i budsjettlinjen, og ny optimal tilpasning er representert ved pkt. E3. Vi ser at konens fritid er blitt redusert, noe som impliserer at hun bruker mer tid på yrkesdeltakelse. Ergo: Gitt at konsum og fritid er normale goder, vil en nedgang i den ene ektefelles arbeidsinnsats føre til at den andre ektefellen jobber mer. Men nå vil det være slik at arbeidstakere ikke fritt kan bestemme arbeidsmengden, noe som fører til at tilpasningen vil ta noe tid. Tiden det tar å gå fra E1 til E3 er avhengig av mange faktorer, bl.a. behov for arbeidskraft, grad av effektiv arbeidssøking (kontaktnett, pågangsmot), kvalifikasjoner/ utdanning. Det vil derfor kunne tenkes at yrkesdeltakelsen forblir uendret, i hvert fall en periode, selv om dette ikke er optimalt, jfr. pkt. E2. Når aktøren har fått muligheten til å jobbe mer, vil hun gå fra pkt. E2 til E3 langs budsjettlinjen. Det er også tenkelig at konen øker arbeidsinnsatsen, men ikke så mye som ønskelig. Hun vil da tilpasse seg et sted mellom pkt. E2 og E3 på budsjettlinjen, noe som er mer optimalt enn pkt. E2, men mindre optimalt enn pkt. E3.

Det kan også tenkes at konen i utgangspunktet er hjemmeværende, dvs. at hun har høy preferanse for ikke-inntektsbringende tidsbruk (tid utenfor arbeidsmarkedet). Tilpasningen vil

da bli gjort der hvor budsjettlinjen krysser den vertikale linjen gitt ved $l_f = 1$. Men effekten av en nedgang i mannens inntekt vil være den samme, for de gitte forutsetninger.

Selv med mindre grad av samarbeid, dvs. at ektefellene maksimerer hver sin nyttefunksjon, vil resultatet bli det samme, gitt at nyttefunksjonene tilfredsstiller forutsetningene ovenfor. Grunnen til dette er at partene i forholdet er knyttet til hverandre gjennom konsumet, som er felles. Jeg vil i neste delkapittel gå nærmere inn på et litt mer ekstremt tilfelle med individuelle nyttefunksjoner og privat konsum. Ektefellene konsumerer i tillegg et familie-gode som minst en av dem er med på å tilby. En husholdning der mannen og konen har tenkt å skille seg, lar seg beskrive av en slik modell.

2.1.2 En ikke-kooperativ tilnærming

La oss analysere et tilfelle der vi har to goder, x = privat gode og G = familie-gode (f.eks. barnepass), og en husholdning der ektefellene bare er interessert i å maksimere sin egen nytte¹⁵. Deres preferanser, gitt ved de individuelle nyttefunksjonene $U^i(x_i, G)$, antas å tilfredsstille forutsetningen om positiv grensenytte og streng kvasikonkavitet, samt normalitetsforutsetningen. I tillegg antas det at begge ektefeller bidrar med å ”produsere” familie-godet, noe som sikrer oss en indre løsning:

$$\mathbf{G} = \mathbf{h}_m \mathbf{c}_m + \mathbf{h}_f \mathbf{c}_f \quad (1)$$

$i = m$ (mann) og f (kvinne)

h_i = produktiviteten i ”hjemmeproduksjonen” (hvor effektiv individet er mhp. barnepass)

c_i = tiden brukt til ”hjemmeproduksjon”

Tiden brukt i arbeidsmarkedet, $1 - c_i$, er lik den totale tidsbruk på arbeidsrelatert virksomhet minus tiden brukt på arbeid i hjemmet. (Normaliserer også her, ved å sette total tidsforbruk lik 1.)

¹⁵ Det teoretiske rammeverket er identisk med det som blir brukt av Konrad & Lommerud (1995).

Problemstillingen kan kort oppsummeres slik: Mannen og konen ønsker å konsumere mest mulig av godene x og G , gitt hvert sitt budsjett. De kan velge mellom å jobbe i arbeidsmarkedet (tjene penger slik at de kan konsumere x) og å jobbe i hjemmet (bidra med å produsere familie-godet). Men siden begge godene er nødvendige, må i hvert fall en av dem jobbe hjemme (bidra med barnepass). Dette fører til en begrensning i og med at begge to ikke kan bruke hele den totale arbeidstid til å tjene penger i arbeidsmarkedet.

Optimeringsproblem:

$$\max_{x_i, G} U^i(x_i, G)$$

Betingelser:

$$x_i \leq w_i(1 - c_i) + v_i$$

$$G - h_j c_j \geq 0$$

$$x_i \geq v_i$$

$$i, j = (m, f) \wedge i \neq j$$

Kommentar: Den første betingelsen er budsjettet til individ i ; konsumet av det private godet må være mindre enn arbeidsinntekten pluss arbeidsfri inntekt (formue, kapitalavkastning mm.), v . De to andre er bare brukt for å sikre at tilbudet av familie-godet (barnepass) for individ i er mellom 0 og G , og at konsumet av x overstiger den arbeidsfrie inntekten.

Budsjettbetingelsen kan omformes, slik at vi ser direkte at den andre ektefellens "hjemme-produksjon" påvirker budsjettet til den første:

$$\begin{aligned}
x_i &\leq w_i(1 - c_i) + v_i \\
\Downarrow \\
x_i + w_i c_i &\leq w_i + v_i \\
\Downarrow \\
x_i + w_i c_i + \frac{w_i}{h_i} h_j c_j &\leq w_i + v_i + \frac{w_i}{h_i} h_j c_j \\
\Downarrow \\
x_i + \frac{w_i}{h_i} G &\leq w_i + v_i + \frac{w_i}{h_i} h_j c_j \equiv \omega_i
\end{aligned}$$

I linje to ser vi at budsjettrestriksjonen kan formuleres med at privat konsum pluss kostnaden forbundet ved å produsere hjemme, wc , ikke må være større enn maksimal arbeidsinntekt, w , pluss arbeidsfri inntekt. (wc = den inntekt i går glipp av ved å jobbe hjemme) Ved å addere med $(w_i/h_i)h_j c_j$, som er i 's inntektsekvivalent forbundet med j 's hjemmeproduksjon, på begge sider av uttrykket, kan vi bruke det faktum at $G = h_m c_m + h_f c_f$. Dermed får vi sluttuttrykket som sier at kostnaden ved å konsumere x og G , må være mindre enn eller lik full inntekt, ω , som er den inntekt i tjener dersom han/hun jobber for fullt ($c_i = 0$). Merk at w/h er prisen på G og at prisen på x er satt lik 1. Ikke-metning antas også her, slik at vi alltid vil ha en tilpasning som ligger på budsjettlinjen.

Siden dette er et standard nyttemaksimeringsproblem, vil Gossens lov gjelde også her. Derfor vil forholdet mellom grensenyttene være lik prisforholdet:

$$\frac{U_G^i}{U_x^i} = \frac{w_i}{h_i}$$

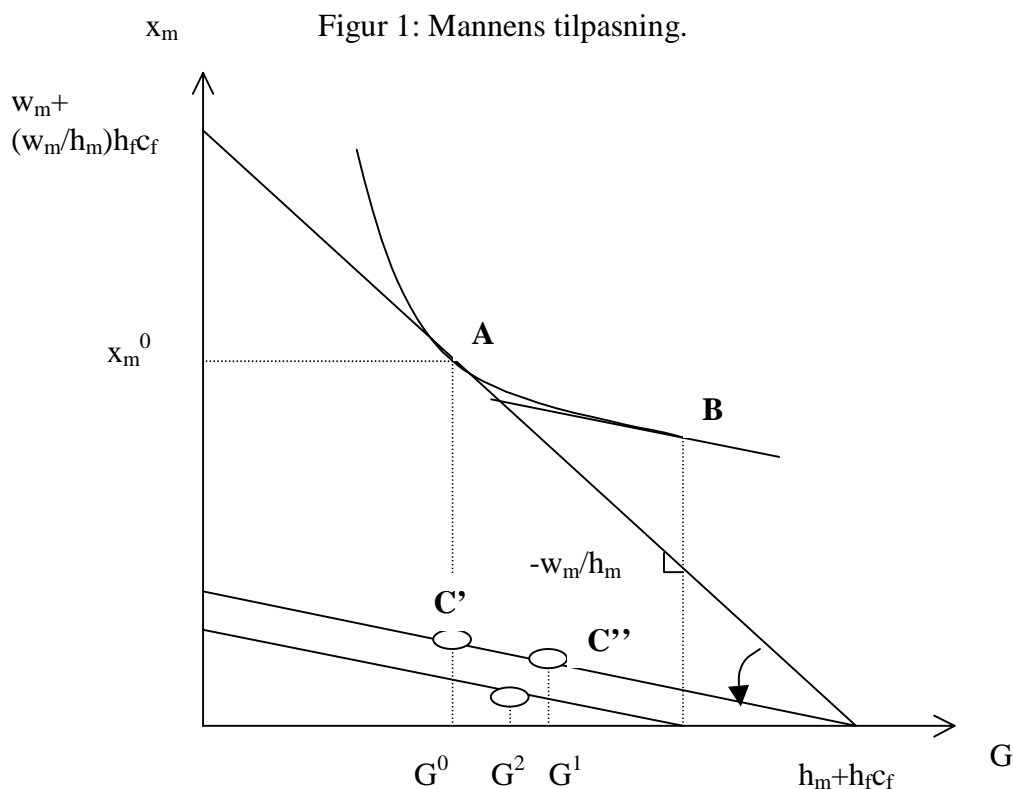
(Her er U_G og U_x grensenytten mhp. G og x .)

Mannen og konen vil med andre ord tilpasse seg i optimum der hvor deres respektive indifferenskurver tangerer budsjettlinjene. I de to figurene som følger, vil jeg vise hvordan ektefellene tilpasser seg i optimum, og hvordan en endring i mannens lønn påvirker denne tilpasningen.

I figuren nedenfor presenterer jeg løsningen for ektemannen. For å gjøre det litt enklere, antar jeg at han ikke har noen arbeidsfri inntekt ($v_m = 0$). Vi ser at den optimale løsning for ham vil være i punktet A, ettersom indifferenskurven der tangerer budsjettlinjen hans. I dette punktet vil konsumet av de to godene være lik x_m^0 og G^0 . Hele inntekten til mannen etter bidraget til G ,

blir brukt på å konsumere det private godet, noe som kan ses av budsjettbetingelsen som vi hadde i utgangspunktet. Det foregår altså ikke noen form for overføringer.

La oss nå se på hva som skjer dersom mannen plutselig blir arbeidsledig. Foreløpig antas det at kvinnens valg av c_f og x_f er gitte. Dersom vi ser på lønnen w som en gjennomsnittslønn, dvs. inntjeningen pr. tidsenhet, kan vi analysere virkningen av arbeidsledigheten ved å se på en nedgang i w_m .¹⁶ Dette fører til at skjæringspunktet mellom budsjettlinjen og y-aksen går nedover (hellingen blir mindre). Konsumet av godet x vil dermed gå ned: $x_m \downarrow$. Når det gjelder konsumet av det offentlige godet, G , vil lønnsreduksjonen ha to motstridende påvirkningskrefter, nemlig en "bidragskostnads"- og en inntektseffekt. Derfor er det ikke mulig å vite nøyaktig *hvor* den nye tilpasningen vil være, uten å foreta videre antakelser om mannens preferanser (gitt ved nyttefunksjonen).



For det første, vil en nedgang i lønnen føre til at prisen på G går ned, slik at konsumet av dette godet øker. Intuisjonen bak denne "bidragskostnads"-effekten, er at det nå blir mindre dyrt å la

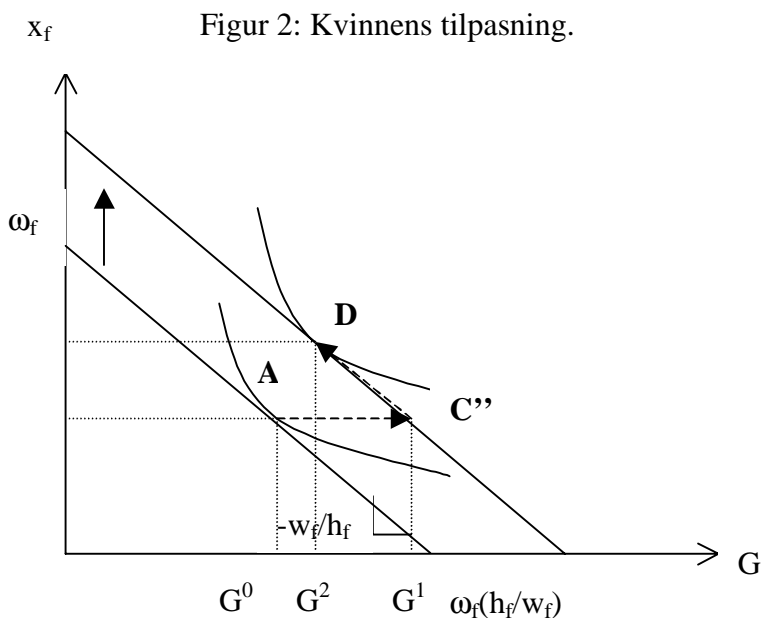
¹⁶ Grunnen til at jeg ikke setter w_m lik null, er at jeg antar at mannen mottar støtte i form av dagpenger.

være å jobbe. (Det går an å se på forholdet mellom w og h som kostnaden forbundet med å bidra til fellesgodet, derav dette navnet.)

Grafisk kan dette fremstilles ved å foreta en parallellforskyvning av den nye budsjettlinjen helt opp til det punktet hvor den tangerer den gamle indifferenskurven. Dette vil i vårt tilfelle være i B. Her ville ektemannen havnet dersom han hadde fått en inntektskompensasjon, slik at han kunne opprettholde det opprinnelige nyttenivået. Overgangen fra A til B viser dermed hvilken effekt lønnsreduksjonen har på individets valg mellom x_m og G, når inntektseffekten er fjernet. For det andre, vil hans budsjett bli innskrenket, dvs. at han får mindre penger å bruke på konsum. Dermed vil forbruket av begge goder gå ned. Denne negative inntektseffekten kan illustreres ved å se på hvordan etterspørselen etter G endrer seg, når vi går fra B til et av punktene C' eller C''. Dersom den nye tilpasningen er i C', vil "bidragskostnads"-effekten være like sterk som inntektseffekten, slik at de oppveier hverandre. I dette tilfellet er det bare mannens forbruk av x som vil endre seg. Konen vil ikke endre sin tilpasning ettersom konsumet av G i dette tilfellet er uendret. Men det kan vises at en AWE vil oppstå dersom "bidragskostnads"-effekten dominerer inntektseffekten. Etterspørselen etter G vil da øke, og mannen havner til høyre for C' på den nye budsjettlinjen, f.eks. i punktet C''. Hans bidrag til det offentlige godet (barnepass), c_m , må derfor gå opp, slik at tilbud blir lik etterspørsel. I figur 2 ser vi hvordan dette virker inn på *konens* tilpasning. I utgangspunktet er hun i optimum, representert ved A.

Det at c_m går opp, fører til at full inntekt for konen vil øke: $\omega_f \uparrow$. Dette ses av den omformede budsjettligningen. Hennes budsjettlinje vil dermed få et skift oppover. Før kvinnen har foretatt noen endring i sin tilpasning, vil hun havne i punktet C''. Her vil konsumet av fellesgodet være lik G^1 , jfr. figur 1. Men i dette punktet er ikke tilpasningen optimal; ved å gå langs budsjettlinjen opp mot punkt D, vil hun oppnå størst mulig nytte, gitt det nye budsjettet. Som vi ser, vil konsumet av x_f gå opp, noe som fører til at hun må jobbe mer for å få råd til dette. Derfor vil c_f gå ned/ $(1-c_f)$ gå opp, noe som vi kan se utfra den opprinnelige budsjettbetingelsen til konen. I det nye optimumspunktet ser vi at konsumet av fellesgodet er lavere enn i C''. Økningen i G vil altså være lavere enn tilfellet ville vært dersom konen ikke foretok noen endring i sine valgvariabler.

Ektefellens tilpasning vil i sin tur ha en innvirkning på mannens valg: Det at konen jobber mer i arbeidsmarkedet (c_f går ned), fører til et nedoverskift i mannens budsjettlinje. Hans konsum av de to godene vil som resultat av dette, gå ned. Konsumet av fellesgodet vil dermed være lik G^2 for de to ektefellene. I figur 2 ser vi at konen vil oppnå høyere nytte i D enn A. Dette skyldes at konsumet av både x og G har økt. Det at nytten har økt er ganske intuitivt, siden hun nå kan konsumere mer av gode x og samtidig oppnå økt hjemmeproduksjon. Det at mannens konsum av det private godet går ned, har en negativ innvirkning på hans arbeidstilbud, noe som igjen vil påvirke kvinnen. Denne prosessen vil fortsette, og etter hvert nærme seg et likevektspunkt.



Det går altså an å demonstrere, innenfor et ikke-kooperativt rammeverk, at en nedgang i mannens yrkesdeltakelse påvirker konen slik at hun jobber mer, vel å merke bare dersom ”bidragskostnads”-effekten dominerer inntektseffekten. I hvilken grad dette er tilfelle, kommer an på hvilke preferanseordninger mannen har for det private og det offentlige godet (barnepass). Det vil i hvert fall være slik at jo mer han ser på dem som substitutter, jo større vil den førstnevnte effekten være. Dette er noe som også Vagstad (1999) nevner i sin artikkel:

...Most important is the degree of substitution implicitly assumed by our choice of utility function. Clearly, as the strategic effect works mainly through substitution

between the two goods, any utility function involving less substitutability will entail weaker strategic effects,

Vagstad antar at individenes nytte kan beskrives ved en Cobb-Douglas funksjon. Gitt denne funksjonsformen, finner han i den ikke-kooperative modellen en likevektsløsning for G og c_i , som er uavhengig av lønnen til ektefellene. I dette tilfellet ville en nedgang i mannens lønn bare gitt utslag i lavere konsum av x_m .

2.2 Oppsummering

Jeg har nå vist at ”added worker”-effekten kan forklares ved hjelp av standard nytteteori. I delkapittel 2.1.1 økte konen yrkesdeltakelsen for å kompensere for familiens tapte inntekt. Dette er også den vanligste forklaringen på hvorfor effekten oppstår. Ved å bruke en ikke-kooperativ tilnærming kunne vi her vise det samme, under visse forutsetninger. Men effekten oppstod pga. at mannen overtok en del av konens plikter i hjemmet, noe som fører til at hun får mer tid til å søke etter jobb/ arbeide mer (jfr. substitusjonseffekten som ble nevnt i innledningskapittelet). I tillegg har jeg, ved å bruke den sistnevnte teorien, vist at ”added worker”-effekten viser seg å gjelde selv om familien ikke opptrer som en familieenhet. I begge de to tilnærmingene, vil det være slik at en *økning* i mannens yrkesdeltakelse fører til det motsatte resultat, nemlig at kvinnen vil jobbe mindre. I den empiriske analysen i kapittel 4, vil jeg teste for om dette teoretiske resultat stemmer overens med den virkelige tilpasningen i arbeidsmarkedet.

3. ØKONOMETRISK MODELLAPPARAT

3.1 Innledning

I dette kapittelet vil jeg først beskrive den multinomiske modellen som ligger til grunn for min analyse. Deretter vil jeg i delkapittel 3.3 fortelle hvordan resultatene av estimeringen skal tolkes. Til slutt vil jeg nevne ulike tester som kan benyttes for å teste modellens og enkeltvariablers signifikans.

3.2 Den multinomiske modellen

Når jeg skal analysere gifte kvinners yrkesdeltakelse, er det flere alternative fremgangsmåter. Én mulighet er å bruke en lineær regresjonsmodell, hvor sammenhengen mellom konens og ektefellens pensjonsgivende inntekt blir estimert. Inntekten i en slik modell kan brukes som en indikator på hvor mye hun jobber. Problemet med en slik løsning er at den pensjonsgivende inntekten (bruttoinntekten) ikke fullt ut gjenspeiler yrkesdeltakelsen, ettersom syke- og dagpenger er inkludert i denne inntekten. Staten tilbyr full lønnskompensasjon i et tilfelle med sykefravær, mens det i en situasjon med arbeidsledighet kan utbetales dagpenger som årlig tilsvarer ca. 62.6% av inntekten i det siste kalenderår. Dersom hun f.eks. går fra å være heltidsarbeidende til å bli arbeidsledig, vil den pensjonsgivende inntekten gå ned med litt over 37% i forhold til året før. Selv om hun ikke jobber, vil hun altså stå oppført med en pensjonsgivende inntekt. En nedgang på 37% i årsinntekt trenger derfor ikke nødvendigvis skyldes redusert arbeidstilbud; reduksjonen kan også komme som et resultat av at konen er blitt arbeidsledig. Ved å bruke en multinomisk logit-modell, hvor sannsynligheten for å havne i ulike yrkestilstander blir estimert, kan vi unngå problemet som ble skissert ovenfor.

Den multinomiske logit-modellen som skal estimeres, har følgende uttrykk:

$$(1) P_{ji} = \Pr(Y_i = j) = F(\mathbf{b}'_j \mathbf{x}_i) = \frac{e^{\mathbf{b}'_j \mathbf{x}_i}}{\sum_{k=0}^J e^{\mathbf{b}'_k \mathbf{x}_i}}$$

Dette er en diskret valg-modell, som har den egenskap at den er ikke-lineær. I tillegg består (1) av like mange sett med ligninger, som det er mulige tilstander. Motivasjonen bak denne typen regresjonsmodeller, blir gjort rede for i vedlegg 1.

Ligningssettet som blir estimert ved bruk av ”maximum likelihood”-estimeringsmetoden (jfr. vedlegg 2), gir oss et sett med sannsynligheter for de $J+1$ valgene som beslutningstakeren med de ulike karakteristika, \mathbf{x}_i , står overfor. Jeg vil benytte meg av fem ulike kategorier, og regresjonsmodellen gir dermed svar på følgende spørsmål: Hvilke faktorer påvirker sannsynlig-heten for å være i yrkestilstandene *heltid* (0), *deltid* (1), *arbeidsledig* (2), *trygdet* (3) og *annet* (4)? Den multinomiske logit-modellen har den egenskap at den er udestimert¹⁷, men dette løser seg lett ved at vi foretar en normalisering: Vi setter alle koeffisientene til en av tilstandene lik 0, og bruker denne tilstanden som referanse. Det mest vanlige er å bruke kategori nr. 0 ($j = 0$) som basis, noe jeg også velger å gjøre. Ettersom vi nå har at $\mathbf{b}_0 = \mathbf{0}$, vil telleren i (6) være lik 1 for basiskategorien. Sannsynlighetsmodellen kan dermed skrives om, og får følgende uttrykk:

$$(2) P_{ji} = \Pr(Y_i = j) = \frac{e^{\mathbf{b}'_j \mathbf{x}_i}}{1 + \sum_{k=1}^4 e^{\mathbf{b}'_k \mathbf{x}_i}} \quad \text{for } j=1, 2, 3, 4$$

$$(3) P_{0i} = \Pr(Y_i = 0) = \frac{1}{1 + \sum_{k=1}^4 e^{\mathbf{b}'_k \mathbf{x}_i}} = 1 - \sum_{k=1}^4 P_{ki}$$

¹⁷ Se Greene (1997), s. 915.

Følgende forutsetninger må være tilfredsstillt, for at den multinomiske logit-modellen skal kunne tas i bruk:

- (i) Det finnes N observasjoner for alle K forklaringsvariabler.
- (ii) De K forklaringsvariablene er ikke lineært avhengige av hverandre (ingen multikolaritet).
I følge Aldrich & Nelson (1984), har dette tre implikasjoner: $N > K$, hver forklaringsvariabel, x_k , har en viss variasjon over observasjonene¹⁸, og det eksisterer ikke noen perfekt korrelasjon mellom to eller flere x_k 'er.
- (iii) For hver observasjon, kan den avhengige variabelen, Y , måles som antall responser som havner i hver av de J mulige kategoriene, hvor J er en positiv integer større enn én.
- (iv) Utfallene på Y er uavhengige både innenfor og over observasjonene.
- (v) For en gitt observasjon på \mathbf{x}_i , vil sannsynligheten for at Y tar verdien j , være gitt ved ligning (1).

3.3 Tolkning av estimeringsresultat

I vanlige lineære regresjonsligninger av typen $Y = b_0 + b_1x_1 + \dots + b_Kx_K + \varepsilon$, som blir estimert ved minste kvadraters metode (MKM), uttrykker koeffisientestimatene marginalvirkningen på den avhengige variabelen av en økning i de respektive forklaringsvariabler. En slik tolkning kan ikke brukes på ikke-lineære sannsynlighetsmodeller. Nedenfor gir jeg et bevis for dette i tilfellet med den multinomisk logit-modellen. Jeg velger å fjerne fotskriften i , ettersom det her er snakk om estimerte størrelser. Ved å dividere (2) med (3), får vi forholdet mellom sannsynligheten for å velge hhv. kategori j og basiskategorien, også kalt oddsraten:

$$(4) \frac{P_j}{P_0} = \frac{\frac{e^{b'_j \mathbf{x}}}{1 + \sum_{k=1}^K e^{b'_k \mathbf{x}}}}{\frac{1}{1 + \sum_{k=1}^K e^{b'_k \mathbf{x}}}} = e^{b'_j \mathbf{x}}$$

¹⁸ Dette gjelder ikke konstantleddet.

Ved å omforme på logaritmeform, får vi et lineært uttrykk:

$$(5) \ln\left(\frac{P_j}{P_0}\right) = \ln e^{\mathbf{b}'_j \mathbf{x}} = \mathbf{b}'_j \mathbf{x}$$

Ligning (5) kalles log-oddsraten.¹⁹ Nedenfor deriverer jeg denne raten mhp. en gitt forklaringsvariabel, x_l :

$$(6) \frac{\partial \ln\left(\frac{P_j}{P_0}\right)}{\partial x_l} = b_{jl}$$

Som vi kan se i (6), uttrykker koeffisientene i vektoren \mathbf{b}_j margineffekten av de respektive forklaringsvariabler på *log-oddsraten*. Jeg har dermed bevist at koeffisientestimatene i min modell ikke kan tolkes på samme måte som ved lineære regresjonsmodeller. De førstnevnte vil være mindre intuitive, noe også Greene påpeker, samtidig med at de er avhengige av hvilken tilstand som blir benyttet som referanse. Ved å fokusere på margineffektene på sannsynligheten for å velge kategori j , vil tolkningen av resultatene bli enklere. Jeg deriverer derfor (1) mhp. settet med forklaringsvariabler, \mathbf{x} .²⁰

$$(7) \frac{\partial P_j}{\partial \mathbf{x}} = P_j \left[\mathbf{b}_j - \sum_{k=0}^4 P_k \mathbf{b}_k \right] \equiv \delta_j \quad \text{for } j=0,1,2,3,4$$

Når det gjelder margineffekten til hver enkelt forklaringsvariabel på sannsynligheten for å velge tilstand j , er det verdt å merke seg følgende:

- a) Den blir påvirket av den estimerte koeffisienten, og et veiet snitt av koeffisientene for alle utfall. Dette kan leses direkte ut fra (7). Uttrykket inne i parantesen kan ha både et positivt og et negativt fortegn, noe som gjør at margineffekten ikke trenger å ha samme fortegn

¹⁹ Se Greene, s. 915.

²⁰ Mellomregningene blir vist i vedlegg 3.

som koeffisienten. I de fleste tilfeller vil også absoluttverdiene være forskjellige.²¹ Intuisjonen bak dette resultatet, kan illustreres gjennom et eksempel: Anta at marginaleffekten av *utdanningsnivå* på sannsynligheten for å havne i tilstanden *heltid*, er større enn for *deltid*, og at begge effektene er positive. Anta også at oddsen mellom de to tilstandene er lik 1, og at *heltid* blir brukt som basiskategori: $\frac{P_{deltid}}{P_{heltid}} = 1$. Ved en marginal

økning i *utdanningsnivå*, vil denne oddsen bli redusert. Dette skyldes at sannsynligheten for å havne i basiskategorien øker mer enn for *deltid*, slik at forholdet blir mindre. Ettersom *log*-oddsen er en monotont økende transformasjon av denne raten, vil også den gå ned. Koeffisienten vil i dette tilfellet altså være negativ, noe vi ser av (6), selv som marginal-effekten er positiv.

- b) Den er avhengig av verdien til forklaringsvariablene, ettersom disse er argumenter i sannsynlighetsuttrykket. Derfor er det vanlig å vurdere alle effektene ved gjennomsnittsverdien på disse variablene.
- c) Summen av marginaleffektene er lik 0 for hver forklaringsvariabel, dersom vi summerer

over alle kategoriene. Bevis:
$$\sum_{j=0}^4 \delta_j = \sum_{j=0}^4 P_j \left[\mathbf{b}_j - \sum_{k=0}^4 P_k \mathbf{b}_k \right] = \sum_{j=0}^4 P_j \mathbf{b}_j - \sum_{j=0}^4 P_j \sum_{k=0}^4 P_k \mathbf{b}_k = \mathbf{0}$$

Ettersom jeg opererer med en sannsynlighets-modell, må summen av de estimerte sannsynligheter over de fem kategoriene, være lik 1 (se vedlegg 1). Dermed blir de to leddene lik hverandre, slik at summen blir lik 0.

- d) Mens vi bare får estimert 4 sett med koeffisienter (det ene settet er normalisert og satt lik $\mathbf{0}$), vil vi få 5 sett med marginaleffekter.

²¹ Vi vil ha et unntak dersom $P_j = 1$, samtidig som det veidde snittet er lik 0.

3.4 Statistisk inferens

3.4.1 Testing av enkeltvariabler

”Maximum likelihood”-estimatorer har den egenskap at de er konsistente²² og asymptotisk effisiente²³. I tillegg er de asymptotisk normalfordelte²⁴, noe som gjør at vi kan utføre inferens om enkelttestimatorer, basert på normalfordelingen. For å teste om de enkelte forklaringsvariablene har en innvirkning på den avhengige variabelen, foretar jeg en tohalet t-test. Hypotesen om at en gitt marginaleffekt, δ_i , er lik null, blir testet mot alternativet hvor den er forskjellig fra null. Formell hypotesefremsetting:

$$H_0: \delta_i = 0$$

$$H_1: \delta_i \neq 0$$

Testobservatoren, som følger en t-fordeling (”Student’s t”)²⁵, er det samme som marginal-effekten dividert med den tilhørende standardfeilen: $t = \delta_i / \text{se}(\delta_i)$. Dersom denne verdien er stor, tyder dette på at marginaleffekten er signifikant forskjellig fra null. Om H_0 blir forkastet eller ikke, avhenger av hvilket signifikansnivå²⁶ vi opererer med. I tråd med det som er vanlig i statistiske undersøkelser, velger jeg å bruke nivåene 5% og 1%. Nullhypotesen blir forkastet dersom $|t| > t_c$, hvor t_c er den kritiske verdien for det gitte signifikansnivå. Jo lavere det er, jo større blir t_c , noe som gjør det vanskeligere å foreta en forkasting. Dersom $|t| > t_c$ ved et 1% nivå, må det derfor sies at den er svært signifikant (svært lite sannsynlig at den er lik null).

²² Forventningsrette ved store utvalg.

²³ Best ved store utvalg, dvs. at ingen andre forventningsrette estimatorer har mindre varians.

²⁴ Normalfordelte ved store utvalg.

²⁵ t-fordelingen har den egenskap at den blir mer og mer lik normalfordelingen, jo større utvalget blir (gitt at antallet forklaringsvariabler holdes konstant). Allerede ved rundt 120 frihetsgrader ($N - K$) vil de to fordelingene være ganske like. Ettersom jeg overstiger dette antallet med stor margin, kan vi egentlig si at det er normalfordelingen som blir brukt, og at jeg foretar en Z-test.

²⁶ Signifikansnivået angir sannsynligheten for at vi gjør en feil, når vi forkaster nullhypotesen. I statistiske lærebøker blir dette omtalt som feil av type I.

3.4.2 Testing av modellens forklaringskraft

”Likelihood ratio”-testen

I lineære regresjonsanalyser er det vanlig å bruke en F-test for å måle modellens føyning. Denne tester for om alle koeffisienter utenom konstantleddet er lik null. En tilsvarende test som kan brukes på ikke-lineære sannsynlighetsmodeller, kalles ”likelihood ratio”-testen. Testobservatoren følger en kjikvadrat-fordeling dersom nullhypotesen stemmer, og har følgende uttrykk: $LR = -2(\ln L_0 - \ln L_1)$. L_1 er verdien på modellens likelihoodfunksjon, mens L_0 er den maksimale verdien når alle koeffisientene utenom konstantleddet er lik null. Hypotese som skal testes:

$$H_0: \mathbf{b}_j = \mathbf{0} \quad \text{for alle kategorier } j = 0, 1, 2, 3, 4$$

$$H_1: \mathbf{b}_j > \mathbf{0}$$

Nullhypotesen blir også her forkastet dersom testobservatoren har en verdi som er større enn den kritiske verdien, for det gitte antallet frihetsgrader²⁷. Hvis så er tilfelle, vil modellen som helhet være signifikant, dvs. at den føyer seg godt til de observerte data.

Andre tester

I vanlige regresjonsanalyser, blir den justerte determinasjonskoeffisienten, R^2 , mye brukt når modellen som helhet skal vurderes. Den måler hvor mye av variansen i den avhengige variabelen som blir forklart av de uavhengige variablene. Når vi benytter oss av ”maksimum likelihood”, kan vi ikke benytte oss av dette målet. Grunnen til dette, er at vi ikke har de mål på varians som trengs for å kunne konstruere en verdi på determinasjonskoeffisienten. I tillegg gir det ikke noen mening å måle variansen i Y for logit- og probit-modeller. En løsning på dette, er å bruke den såkalte ”Pseudo R^2 ”. Denne har de samme egenskaper som den justerte R^2 , dvs. at den tar verdier mellom 0 og 1. Jo nærmere vi kommer verdien 1, jo bedre føyer modellen seg til data. Fordelen med å bruke ”Pseudo R^2 ”, er at det, i likhet med den justerte R^2 , går an å sammenligne modeller for å se hvilken som har best forklaringskraft. I STATA

²⁷ Antallet frihetsgrader for denne testobservatoren er lik antallet koeffisienter som settes lik null (KxJ). Eksempel: Dersom det er 20 forklaringsvariabler og 5 kategorier i modellen, vil antallet frihetsgrader være lik 80. Merk at koeffisientene i basiskategorien er normaliserte, slik at de allerede vil være lik null.

blir det under "maksimum likelihood"-estimering, rapportert en verdi for "Pseudo R²". Verdien er egentlig en standardisering av testobservatoren LR:

$$\text{"Pseudo R}^2\text{"} = 1 - (\ln L_1 / \ln L_0)$$

Aldrich & Nelson nevner en rekke forskjellige varianter, samtidig som de kommer med en advarsel mot å basere seg altfor mye på denne typen mål:

Either formulation of R² type measures have disadvantages, as do others that have been proposed. The most consequential criticism is probably that no one measure is universally accepted or employed (...). If a particular statistic is to be of use, especially one for comparing the fit of different models, it must be widely used and recognized. Thus, the usefulness of these or any summary measure, apart from formal test statistics, is diminished. Moreover, as in the regression R², even a good summary measure can be misinterpreted. Our recommendation, therefore, is to use summary measures with extreme caution, if at all.

4. EMPIRISK ANALYSE

4.1 Innledning

I dette kapitlet beskriver jeg utvalgskriteriene, og deretter bearbeidingsprosessen som fører til det endelige utvalget. I delkapittel 4.3 blir det foretatt en statistisk analyse vha. krysstabeller, hvor det søkes etter tegn til ”added worker”-effekten. Etter dette vil jeg bevege meg over på hoveddelen i 4.4. Analyseopplegget vil først bli beskrevet, og variablene som blir brukt i den multinomiske logit-modellen, vil bli gjennomgått. Resultatene fra regresjonsanalysen vil til slutt bli presentert og tolket.

4.2 Uttaket og bearbeidningen av data

Dataene som blir brukt i analysen, er hentet fra KIRUT-databasen. I denne databasen er variablene knyttet til enkeltindivid, og siden det i denne oppgaven blir lagt vekt på å få tak i så mange opplysninger som mulig om *begge* ektefellene i husholdningene, måtte jeg identifisere dem og koble dem sammen. Utvalgskriteriet mitt var derfor personer i alderen 16-73 år²⁸, som var gift i minst ett av årene 1989 til 1995. Dette utgjør 184174 individ, hvorav 50.7% er kvinner og 49.3% er menn. Disse mennene og kvinnene ble koblet mot hverandre på bakgrunn av opplysninger om ektefelles fødselsdato og pensjonsgivende inntekt, yngste barns fødselsdato, antall barn under 11 og 18 år, samt sivil status. Blant de individene som tilsynelatende hørte sammen, luket jeg bort par som hadde uoverensstemmelse når det gjaldt egen og ektefelles yrkesinntekt, kapitalinntekt, nettoformue og gjeld, i tillegg til dem som ikke hadde felles bostedskommune. Til slutt satt jeg igjen med 8144 kvinner som hadde ”match” på en ektemann i minst ett av årene mellom 1989 og 1995. 72.5% av disse er gift med en ”KIRUT-mann” i hele observasjonsperioden, dvs. at det finnes syv observasjoner for hver av disse.²⁹ Antallet observasjoner hvor jeg har med begge ektefellene, utgjør 48856.

²⁸ Ettersom individene i KIRUT-databasen ikke forsvinner ut av utvalget med mindre de dør eller etablerer seg i et annet land, vil de som var 67 år i 1989 være 73 år i 1995.

²⁹ Resten er noenlunde jevnt fordelt mellom en og seks observasjoner.

I tillegg hadde jeg som krav at de gifte kvinnene i utvalget mitt skulle være arbeidsføre. Derfor fjernet jeg de observasjoner hvor konen var yrkeshemmet eller uførepensjonert, noe som reduserte antallet til 43710. Som det vil fremgå i delkapittelet med hovedanalysen, har jeg i regresjonsanalysen behov for opplysninger om kvinnens yrkesstatus over to etterfølgende perioder. Dette gjør at de som bare hadde én observasjon måtte fjernes. De observasjoner med manglende verdi på mannens og kvinnens utdanningsvariabel måtte også lukes bort, ettersom disse to variablene blir brukt i den multinomiske logit-modellen. Etter at disse endringene var gjort, satt jeg igjen med 33348 observasjoner som kunne brukes.

Den siste endringen som ble foretatt, bestod i å kutte ut de observasjoner hvor kvinnen var 60 år eller eldre. Årsaken til dette er at mange i denne aldersgruppen enten er i ferd med å pensjonere seg, eller så har de allerede gjort det. Disse kvinnene vil derfor trolig skille seg ut i forhold til andre arbeidsføre individer. I KIRUT-databasen vil et individ som har gått av med alderspensjon, ikke være registrert med noen tilstand. Derfor havner disse i kategorien *annet* så sant de ikke har en jobb ved siden av å være pensjonist. Ved å luke bort denne gruppen, blir dermed de som er igjen i *annet*-gruppen mer homogene. Den vil nå stort sett bare bestå av hjemmeværende og studenter. Denne operasjonen førte ikke til noen store reduksjoner: 2170 observasjoner ble fjernet slik at det endelige utvalget mitt vil utgjøre 31178.

Det går an å skille mellom tre ulike måter å organisere data på: Tverrsnitts-, forløps- og panelorganisering. Dersom data er ordnet etter tverrsnittsprinsippet, vil det si at vi observerer variabelverdiene til en gruppe enheter på et gitt tidspunkt. Når det gjelder forløpsdata, arter det seg slik at alle verdiendringer på de aktuelle variabler blir registrert kontinuerlig over en viss tidsperiode. Fordelen med denne typen data er at vi har opplysninger om hvor lenge hvert individ er i en gitt tilstand, noe som gjør det mulig å utlede hasardrater for overganger mellom ulike statuser. Paneldata består av et tverrsnitt som blir observert flere ganger. Man foretar f.eks. én observasjon pr. år for det samme utvalget. Denne typen organisering gjør det mulig å studere variabelverdier over tid, noe som gjør det lettere å avdekke årsakssammenhenger. I tillegg er mulig å kontrollere for uobserverbare egenskaper ved undersøkelsesenheter (egenskaper som ikke lar seg måle eller som vi ikke har opplysninger om) gjennom å benytte seg av en fast effekt- eller tilfeldig effekt modell under analysen. KIRUT-databasen er organisert både etter forløps- og paneldata-prinsippet: Vi har kontinuerlige opplysninger om

hvilken type trygde- eller arbeidsstatus et individ har, mens data for demografiske forhold (bosted, antall barn, utdanning, inntekt osv.) blir oppdatert årlig, dvs. ved slutten av hvert år. Jeg har valgt en mellomløsning ved at jeg foretar årlige observasjoner for et gitt utvalg over en periode på syv år (1989-1995), bare at jeg betrakter dem som ett tverrsnitt. Jeg foretar altså en ”pooled” analyse. Fordelen ved denne fremgangsmåten er at jeg oppnår å få et stort antall observasjoner til rådighet, noe som er gunstig ettersom jeg opererer med hele fem kategorier på den avhengige variabelen. Dersom jeg hadde hatt et mindre antall observasjoner, ville jeg stått i fare for å få for få innenfor de enkelte kategoriene.

4.3 Deskriptiv statistikk

Før jeg foretar den empiriske analysen av ektefellers tilpasning i arbeidsmarkedet, vil det være interessant å se på hvordan utvalget ser ut mhp. ulike personlige karakteristika. Jeg vil i tabellene nedenfor se på den bivariate frekvensfordelingen mellom ektefellenes alder, utdanning og årsinntekt. Det naturlige spørsmålet å stille seg, er om parene er innbyrdes like mhp. disse variablene. Hvis så er tilfelle, vil vi kunne slå fast at ”assortative mating” forekommer.

I tabell 4.1 fremstiller jeg ektefellenes alder målt i 1989, og her er mønsteret meget tydelig: De fleste ekteparene tilhører samme alderskategori, noe som ikke er overraskende.³⁰ Ser vi på de betingede sannsynligheter (de nederste tallene i hver celle), finner vi at likheten er størst i de gruppene hvor mannen er 30 år eller yngre, mens den avtar jo eldre mannen er. I de gruppene hvor mannen er eldre enn 30 år, ser vi at kvinnen har en tendens til å være like gammel eller litt yngre. Dette stemmer godt i forhold til empiriske funn gjort av SSB: Gjennomsnittsalderen ved giftermålet var i perioden 1991-95 lik 32.1 for menn og 29.0 for kvinner, noe som utgjør en aldersforskjell på ca. 3 år. (NOS Befolkningsstatistikk (1997).)

³⁰ Dataprogrammet STATA regnet ut en gamma-verdi for denne bivariate frekvensfordelingen som er lik 0.97, noe som betyr en meget høy korrelasjon.

Tabell 4.1: Alder pr. 1989 (N=31178)

Mannen	Kvinnen					Totalt
	<=20	21-30	31-40	41-50	51-60	
<=20	0.3	0.1	0.0	0.0	0.0	0.4
	79.5	20.5	0.0	0.0	0.0	100.0
21-30	1.0	12.6	0.9	0.0	0.0	14.5
	7.0	86.4	6.5	0.2	0.0	100.0
31-40	0.0	8.8	23.2	1.1	0.0	33.2
	0.0	26.6	70.0	3.3	0.1	100.0
41-50	0.0	0.3	9.3	21.4	0.6	31.6
	0.0	1.1	29.4	67.8	1.8	100.0
51-60	0.0	0.0	0.3	7.4	9.5	17.2
	0.0	0.2	1.7	42.8	55.3	100.0
61-67	0.0	0.0	0.0	0.5	2.6	3.1
	0.0	0.0	0.6	15.3	84.1	100.0
Totalt	1.3	21.8	33.8	30.4	12.7	100.0

Utdanningsnivået i tabell 4.2 viser antall eksaminerte år med utdanning, regnet i normert studietid. Det viser seg at begge kjønn er omtrent likt fordelt mhp. denne variabelen, dersom vi ser bort i fra de med den høyeste utdanningen. I 7.9% av observasjonene har mannen en utdanning på hovedfagsnivå eller høyere (≥ 17 år), mens tallet for kvinnen bare er 1.8%. Det kan altså virke som at kjønnsforskjellen ligger i at det er flere mannlige studenter enn kvinnelige som velger å ta høyere utdanning. Vi må huske på at tallene jeg opererer med er målt i perioden 1989-1995, og at de fleste av individene i utvalget mitt har fullført utdanningen sin for flere år siden. Undersøkelser gjort av SSB³¹, viser at det pr. 1. oktober 1997 var flere kvinner enn menn under 40 år som hadde fullført høyere utdanning (utdanning utover videregående skole-nivå). Dette funnet tyder på at kvinner er i ferd med å bli likestilte med det andre kjønn, når det gjelder utdanning.

³¹ Ukens statistikk nr. 50, 1998. (Utdanningsstatistikk.)

Tabell 4.2: Utdanningsnivå, ant. år (N=31178)

Mannen	Kvinnen				Totalt
	<=9	10-12	13-16	>=17	
<=9	8.8	10.4	0.9	0.0	20.0
	43.8	51.8	4.4	0.0	100.0
10-12	10.6	34.8	7.2	0.3	52.9
	20.0	65.9	13.6	0.5	100.0
13-16	1.5	9.4	7.9	0.5	19.2
	7.8	48.9	41.0	2.4	100.0
>=17	0.2	2.7	4.0	1.1	7.9
	1.9	34.0	50.8	13.3	100.0
Totalt	21.0	57.3	20.0	1.8	100.0

I likhet med funnet i tabell 4.1, ser vi også her en tendens til at ektefellene er innbyrdes like. Gamma-verdien i dette tilfellet er på 0.63, noe som også er en høy verdi. Et annet mål på korrelasjon blir brukt av Mare. Han teller opp andelen av alle observasjonene hvor ektefellene har samme utdanningsnivå. Undersøkelsen hans dreidde seg om likhet i utdanning for ektepar i USA, og han fikk en verdi på ca. 53% for perioden 1985-87. Verdien jeg fikk var på 52.6%. Nå er ikke utdanningssystemet likt i USA og Norge, og dessuten opererer Mare med fem kategorier i sin tabell mens jeg bruker fire, men allikevel er det interessant at funnene våre er såpass like.

I tabell 4.3 blir den pensjonsgivende årsinntekten til ektefellene fremstilt. Merk at det her er snakk om *real*inntekten, dvs. at beløpene blir målt i prisnivået i 1979. En gitt pengesum, målt i dagens prisnivå, vil derfor være mye høyere.³² Ser vi på marginalfordelingene i denne tabellen, avdekker vi at det eksisterer en inntektsforskjell mellom gifte kvinner og menn totalt sett: Over halvparten av kvinnene har en årsinntekt som er mindre enn eller lik 50000 kr, mens den tilsvarende andelen blant de sistnevnte er på 13.5%. Når det gjelder de to høyeste inntektskategoriene, vil bildet snu seg. Her er det bare 4.2% av kvinnene som befinner seg, mot hele 38.8% av mennene. Men til tross for denne skjeve kjønnsfordelingen, er det en overvekt av observasjoner hvor kvinnene har samme inntektsnivå som ektefellen, noe vi ser av de betingede fordelingene. Vi finner altså tegn som tyder på "assortative mating" også når det gjelder årlig

³² Ved å multiplisere med en faktor på 2.6, vil vi finne hvilken verdi beløpet vil ha i 1995.

inntjening, selv om mønsteret ikke er like entydig som i de to forrige tabellene. Ser vi på konene uten inntekt, finner vi en overrepresentasjon blant dem som har en mann i høyinntektsgruppen (> 150000 kr). Dersom vi snur på det, vil vi også se det samme: Blant de som er gift med en mann uten inntekt, vil kvinnen i 1% av tilfellene tilhøre gruppen som tjener mest. Dette er relativt mye, når vi vet at andelen totalt sett bare er på 0.4%.

Tabell 4.3: Pensjonsgivende årsinntekt, målt i 1979 kr (N=31178)

Mannen	Kvinnen					Totalt
	0	1-50000	50001-100000	100001-150000	>150000	
0	0.6 16.4	1.3 35.8	1.6 43.3	0.1 3.6	0.0 1.0	3.7 100.0
1-50000	1.0 10.6	4.9 49.8	3.7 37.2	0.2 2.3	0.0 0.1	9.8 100.0
50001-100000	3.8 7.9	21.0 44.1	21.7 45.6	1.0 2.2	0.1 0.2	47.7 100.0
100001-150000	3.0 10.3	10.9 37.9	13.2 45.9	1.6 5.5	0.2 0.5	28.8 100.0
>150000	1.5 14.5	3.6 35.4	4.0 40.0	0.9 8.6	0.2 1.6	10.0 100.0
Totalt	9.8	41.7	44.2	3.8	0.4	100.0

De funnene som er blitt gjort til nå, viser at ektepar har en tendens til å være like mhp. alder, utdanning og inntekt. Det vil derfor være interessant å finne ut om dette fører til at de vil være like også når det gjelder atferden i arbeidsmarkedet. I tabell 4.3 fant jeg tegn til at konen, dersom ektefellen ikke har noen inntekt eller tjener mer enn 150000 kr i året, også er tilbøyelig til å være i den motsatte enden av inntektsskalaen. Det kan derfor se ut som at gifte kvinner er ganske heterogene, når vi ser på likheten med ektemannens inntjening. Dermed vil det ikke nødvendigvis være gitt at ektepar har en lik yrkesdeltakelse.

Før jeg går videre, er det på sin plass å definere de ulike yrkestilstandene observasjonsenhetene mine har mulighet for å havne i. De ulike tilstandskategoriene er sentrale under hele analysen, og kommer til å bli brukt i den multinomiske logit-modellen. De utgjør nemlig verdiene på den avhengige variabelen.

Klassifiseringsprosedyren:

Først ble alle individer plassert i *annet*-gruppen. Deretter ble alle som jobbet 30 timer i uken eller mer, kategorisert som heltidsarbeidere. De som hadde et lavere timeantall, men mer enn fire, ble definert som deltidsarbeidende så sant de ikke var registrert som studenter. De av studentene som hadde en arbeidsmengde på mellom 20 og 30 timer, ble i tillegg plassert i *deltids*-gruppen. Individer som var registrert som mottakere av sykepenger eller som gikk på attføring, ble klassifisert som trygdemottakere og plassert i *trygdet*-gruppen. Personer som var registrerte som arbeidssøkere og ikke var i arbeid, ble klassifisert som *arbeidsledig*. Etter at denne prosedyren var gjennomført, var det en god del av individene som nå var igjen i *annet*-gruppen som var arbeidende. Dette skyldes at selvstendig næringsdrivende, bønder, sjøfolk og utenlandsreisende, ikke blir registrert med et arbeidsforhold i KIRUT selv om de tjener penger. Jeg ønsket å luke bort disse og plassere dem i en av arbeidskategoriene, slik at de som ble igjen i gruppen ikke kunne sies å være i arbeid. Personer i *annet*-gruppen som tjente mellom 60000³³ og 150000 kr målt i løpende priser, blir i min analyse definert som deltidsarbeidende, mens de som tjente 150000 kr eller mer havnet i *heltids*-gruppen. De som nå ble igjen i *annet*-gruppen, kan i all hovedsak sies å være hjemmeværende og studenter.³⁴ Felles for disse er at de ikke tilhører arbeidsstyrken. Merk at *arbeidsledighet* velges foran *trygdet*, som igjen blir valgt foran de to arbeidstilstandene *heltid* og *deltid*. Dette innebærer at en som jobber heltid og er trygdet, blir definert som trygdet. Grunnen til at jeg har gjort det på denne måten, er at antallet arbeidstimer er kontraktfestet. Dette innebærer at en som er registrert som heltidsarbeidende ikke nødvendigvis jobber full tid. Han kan være sykemeldt den aktuelle perioden hvor målingen av yrkesdeltakelsen blir gjort. Og dersom en person er arbeidsledig (arbeidssøker og uten jobb) og samtidig er *trygdet*, velger jeg å se på henne som det førstnevnte.

³³ Jeg valgte 60000 kr som grense fordi dette er det beløpet det går an å tjene i året uten å få redusert støtten fra Statens Lånekasse for utdanning. Dermed beholder jeg mesteparten av studentene i *annet*-gruppen.

³⁴ For mennene sin del, vil det nok også være noen i denne gruppen som gjennomfører verneplikten

Oppsummering:

- Heltid:* 30 timer i uken eller mer. Inntekt ≥ 150000 kr dersom ingen tilstand.
- Deltid:* 4 til 30 timer i uken, 20 til 30 timer dersom registrert som student.
60000 < inntekt < 150000 dersom ingen tilstand.
- Arbeidsledig:* Registrert som arbeidssøker og uten jobb.
- Trygdet:* Sykemeldt eller på attføring.
- Annet:* Hjemneværende og studenter. (Utenfor arbeidsstyrken.)

Jeg ønsker nå å foreta en statistisk analyse av hva som skjer med konens yrkesdeltakelse dersom mannen jobber mindre. I krysstabellene nedenfor vil jeg se på eventuelle effekter av endringer i mannens årsinntekt, i og med at denne inntekten blir brukt som mål på mannens arbeidsmengde i den multinomiske logit-modellen. Yrkesstatusen blir målt den 15. desember hvert år for hvert individ, gitt at personen finnes i utvalget for det aktuelle året.

I tabell 4.4 har jeg krysstabulert mannens og konens yrkesdeltakelse, slik at vi får et innblikk i hvordan de fordeler seg mellom de ulike tilstandene. De øverste verdiene i hver celle viser frekvensandelen av det totale antallet observasjoner, mens de nederste viser den horisontale prosenteringen. Det første vi kan merke oss er forskjellen mellom kjønnene totalt sett når det gjelder arbeidsmønsteret. For det første så ser vi av marginalfordelingene at mennene har en større jobbdeltakelse enn kvinner: I rundt 90% av tilfellene er de i arbeid, mens andelen hos konene er ca. 75%. Og mens mesteparten av de mannlige arbeiderne jobber heltid, er det nesten 50/50-fordeling mellom heltid og deltid blant konene som er i jobb. For det andre, er andelen som er i gruppen *annet* mye større blant kvinnene enn blant ektefellene. Dette er ikke overraskende når vi vet at det er langt flere hjemmeværende koner enn menn.³⁵ Mønsteret som er blitt avdekket her, er i tråd med det som blir funnet i *Statistisk årbok 1999*³⁶, noe som viser at utvalget mitt er representativt for den norske befolkning. Det som kanskje er et litt

³⁵ Tall fra Statistisk sentralbyrå (*Statistisk årbok 1999*, tabell 185) viser at det i 1995 var 137000 personer i husarbeid hjemme, og blant dem var 134000 kvinner. Dette tilsvarer en andel på 97.8%. Av disse kvinnene, var det 84.3% som var gifte eller samboere. Samtidig kommer det frem at 11.1% av alle gifte eller samboende kvinner mellom 16 og 74 år er hjemmeværende, mens andelen blant menn er lik 0.2%.

³⁶ Henviser til tabell 185 og 188. (Kilde er hhv. Arbeidskraftundersøkelsene og NOS Arbeidsmarkedsstatistikk.)

overraskende resultat, er at kvinner har en større tendens til å sykemelde seg eller være på attføring, enn menn.

Tabell 4.4: Arbeidsmarkedstilknytning pr. 15/12. (N=29543³⁷)

Mannen	Kvinnen					Totalt
	Heltid	Deltid	Arb.ledig	Trygdet	Annet	
Heltid	34.0	29.5	2.9	4.3	12.6	83.2
	40.8	35.4	3.4	5.1	15.2	100.0
Deltid	2.3	3.3	0.3	0.4	1.3	7.6
	30.4	43.9	3.5	4.8	17.4	100.0
Arb.ledig	0.9	0.7	0.3	0.2	0.4	2.5
	37.4	30.0	12.0	6.6	14.0	100.0
Trygdet	1.2	1.4	0.2	0.3	0.5	3.6
	33.4	38.1	4.1	9.4	15.1	100.0
Annet	1.2	0.9	0.1	0.1	0.9	3.1
	36.5	29.2	3.2	4.0	27.1	100.0
Totalt	39.6	35.8	3.7	5.3	15.7	100.0

Når vi ser på de betingede fordelingene, avdekkes det en tendens til at ektefeller søker den samme livssituasjon, noe som kan forklares med "assortative mating". Eksempel: Av de kvinnene som er gift med en deltidsarbeidende mann, er det 43.9% som også jobber deltid. Sammenlignet med de andre konene, er dette en høy andel. Et enda tydeligere eksempel får vi når vi ser på konene til de arbeidsledige mennene: 12% av disse er også i den samme situasjon. Dette er mye når vi ser at gjennomsnittet for alle kvinnene ligger på 3.7%. Vi ser også at det i tilfellene hvor mannen er heltids- eller deltidsarbeidende, er størst sannsynlighet for at konen er i den samme kategorien. Ercolani & Jenkins, som tar for seg britiske husholdninger, får et lignende resultat, dvs. at ektepar ser ut til å ha den samme grad av yrkesdeltakelse.

For å gjøre analysen litt mindre statistisk, vil jeg i tabell 4.5 se på hvordan kvinnene tilpasser seg gitt at mannens fjorårsinntekt endret seg reelt i forhold til året før der igjen.³⁸ Denne inntekten blir, som jeg tidligere nevnte, brukt som mål på mannens yrkesdeltakelse. STATA regnet ut en kjikvadrat-verdi på 47.6, en verdi som er meget signifikant for det gitte antallet frihetsgrader.

³⁷ For å være konsekvent, har jeg i denne tabellen også luket bort de observasjoner hvor *mannen* enten var yrkeshemmet eller uførepensjonert. Derfor vil antallet observasjoner være mindre enn 31178.

³⁸ Har korrigert for prisstigning, slik at en inntektsøkning er ekvivalent med økt kjøpekraft.

Dette viser at det er en sammenheng mellom de to variablene i tabellen. Men ettersom gamma-verdien ble målt til å være tilnærmet lik null (-0.01), tyder dette på at sammenhengen ikke er lineær. Av de fire endringskategoriene, er det de to ytterpunktene som er mest interessante.

Tabell 4.5: Kvinnens yrkesdeltakelse, og realvekst i mannens fjorårsinntekt i forhold til året før.³⁹

Realvekst i mannens fjorårsinnt	Kvinnens yrkesdeltakelse pr. 15/12					Totalt (N)
	Heltid	Deltid	Arb.ledig	Trygdet	Annet	
<= -20%	35.4	36.4	4.4	6.5	17.3	100.0 (2008)
-20 t.o.m. 0	40.0	37.5	3.6	5.6	13.4	100.0 (6704)
0 t.o.m. 20	41.0	35.7	3.7	5.5	14.2	100.0 (7869)
> 20%	37.1	37.1	4.3	5.9	15.5	100.0 (2119)
Totalt	39.6	36.6	3.8	5.7	14.4	100.0 (18700)

Gitt at mannens inntekt gikk ned med mer enn 20% i forrige periode, er det bare i 35.4% av tilfellene at konen jobbet heltid. Dette er en lav andel sammenlignet med snittet totalt sett, og det for de andre gruppene. Jobbdeltakelsen for disse kvinnene er på 71.8%, mens den totalt sett ligger på 76.2%. Holder vi oss til den samme gruppen, ser vi at det er en klar overrepresentasjon i tilstandene *arbeidsledig*, *trygdet* og *annet*. I husholdninger hvor mannen opplever en markert nedgang i den reelle årsinntekten, er det altså en større tendens til at kvinnen vil være uten jobb året etter, enn ellers. Legg merke til at andelen på 17.3% utmerker seg spesielt, noe som er i tråd med det en kan forvente dersom ektefeller er komplementære i fritiden. Den relativt høye ledighetsandelen på 4.4%, kan forklares med at ektefeller har en tendens til å havne i samme livssituasjon, slik vi så av tabell 4.4. Ser vi på gruppen hvor mannen fikk en høy inntektsøkning (>20%), vil vi gjøre en interessant observasjon: I denne gruppen er det 4.3% sannsynlighet for å være arbeidsledig i perioden etter inntektsøkningen. Dette relativt høye tallet kan skyldes at mange av disse kvinnene *ønsker* å gå ut i arbeidslivet, men at de har problemer med å få seg jobb. Tankegangen bak denne hypotesen er den at menn som har en ustabil tilknytning til arbeidsmarkedet, og som derfor ofte vil få store inntektssvingninger fra år til år, har en tendens til å være gift med en kvinne som også har den samme egenskapen ("assortative mating"). Slike personer har kanskje større problemer med å

³⁹ For å kunne fremstille denne tabellen, kan jeg bare ta med de ektepar hvor jeg har opplysninger om mannens inntekt for de to foregående periodene. Derfor vil antallet observasjoner være lavere enn i tabell 4.4.

finne seg jobb enn andre som er mere kontinuerlige i sine arbeidsforhold (de som ikke skifter jobb så ofte). Denne hypotesen kan også brukes som en alternativ forklaring på den høye andelen på 4.4% for gruppen som jeg nevnte ovenfor.

Et problemet med disse tabellene som jeg har presentert til nå, er at de bare viser i hvilken tilstand konene er i gitt verdier på mannens variabel. Vi kan ikke si noe om hvilken tilstand kvinnen kommer fra, noe som gjør at resultatene må tolkes med forsiktighet. Det er f.eks. forskjell på å gå fra *heltid* til *deltid* og å gå fra *annet* til *deltid*. I det ene tilfellet reduserer du yrkesdeltakelsen, og i det andre økes den. For at analysen skal bli mer interessant, har jeg i tabell 4.6 valgt å se på endringer i konens deltakelse gitt endringer i mannens årsinntekt.

Tabell 4.6: Endring i kvinnens yrkesdeltakelse i forhold til året før, og realvekst i mannens fjorårsinntekt.⁴⁰

Realvekst i mannens fjorårsinntekt	Endring i kvinnens yrkesdeltakelse							Totalt (N)
	Heltid-0	Heltid-Deltid	Deltid-0	Ingen endring	0-Deltid	Deltid-Heltid	0-Heltid	
<= -20%	3.7	1.4	3.7	81.4	4.5	2.9	2.6	100.0 (2001)
-20 t.o.m. 0	3.0	1.8	3.5	82.4	4.2	2.6	2.6	100.0 (6689)
0 t.o.m. 20	3.0	1.6	3.6	82.4	3.8	2.7	2.8	100.0 (7858)
> 20%	2.9	2.1	5.2	79.2	4.8	2.1	3.7	100.0 (2111)
Totalt	3.0	1.7	3.8	81.9	4.2	2.6	2.8	100.0 (18659)

I denne tabellen har jeg aggregert tilstandene hvor kvinnen ikke jobber, og kalt dem "0". Dette av den enkle grunn at jeg ellers ville fått alt for mange endringskategorier, og for få observasjoner i hver celle. Uansett så er det jo endringer inn og ut av tilstandene *heltid* og *deltid* som er mest interessante. "Ingen endring" er en samlebetegnelse for tilfellene hvor ingen endring er forekommet i forhold til 15/12 året før.

⁴⁰ Noen få kvinner var yrkeshemmet eller uførepensjonert i den forrige perioden, slik at det er en differanse på 41 observasjoner i forhold til tabell 4.5.

STATA regnet også her ut en kjikvadrat-verdi som er svært signifikant,⁴¹ i tillegg til at gamma-verdien ble målt til å være tilnærmet lik null (-0.01). Derfor vil det, i likhet med i tabell 4.5, være en sammenheng mellom variablene i tabellen, som ikke er lineær. Ser vi på de betingede frekvensfordelingene hvor mannen opplevde en sterk nedgang eller oppgang i den reelle fjorårsinntekten (≤ -20 eller $>20\%$), så finner vi tegn til både ”added worker”-effekten og det motsatte, dvs. at ektefellene har en lik tilpasning i arbeidsmarkedet. Indikasjoner på det første finner vi når vi ser på endringer mellom *deltid* og *heltid*, og mellom *0* og *deltid* gitt en nedgang i mannens inntekt på 20% eller mer. Dersom vi snur på det, og ser på tilfellet hvor retningen på overgangene går andre veien (*heltid-deltid* og *deltid-0*) gitt at mannens inntekt øker med mer enn 20%, vil vi finne det samme. Den betingede sannsynligheten for disse fire tilfellene er relativt høy i forhold til snittet totalt sett, og det kan dermed se ut som at gifte kvinner er tilbøyelige til å redusere/ øke arbeidstiden sin ved en sterk oppgang/ nedgang i ektefellens yrkesdeltakelse (målt i årsinntekt). Men det motsatte blir også funnet: I 3.7% av observasjonene går konen fra heltidsarbeid til å være uten jobb, gitt at mannen opplevde en sterk nedgang i fjorårsinntekten, og vice versa. I forhold til den totale sannsynligheten på hhv. 3 og 2.8%, er dette en høy andel.

I tabell 4.5 så vi at det var relativt mange kvinner som var i tilstanden *annet*, gitt at ektemannen opplevde en sterk nedgang i inntekten sin. Denne gruppen hadde i alt 2008 observasjoner, hvorav 348 befant seg i gruppen *annet*. I tabell 4.6 kan vi analysere disse kvinnene nærmere ettersom vi nå har informasjon om hvor de kom ifra. I de to kategoriene hvor konen endret tilstand og hvor hun gikk til ikke å jobbe, finner vi 7.4% av observasjonene. 73 av 2001⁴² (3.7%) hadde en overgang fra *heltid*, og like mange kom fra *deltid*. Men nå er det slik at sannsynligheten for at det *ikke* ble observert noen endring i yrkesdeltakelsen størst (81.4%). Dette gjelder også for de andre gruppene av kvinner. Mesteparten av dem som utgjorde de 348 nevnte observasjonene, hadde altså ingen endring ettersom de var i den samme tilstanden også i perioden før. Nå skal det sies at ”0” omfatter både arbeidsledige, trygdede, og de i *annet*-gruppen, men for kvinnene sin del, er det relativt få observasjoner totalt sett for de to førstnevnte i forhold til den sistnevnte kategorien. Derfor kan jeg foreta denne forenklingen uten at slutningen blir noe særlig annerledes.

⁴¹ Kjikvadrat ble målt til 37.7, en verdi som er signifikant ved et 1% nivå.

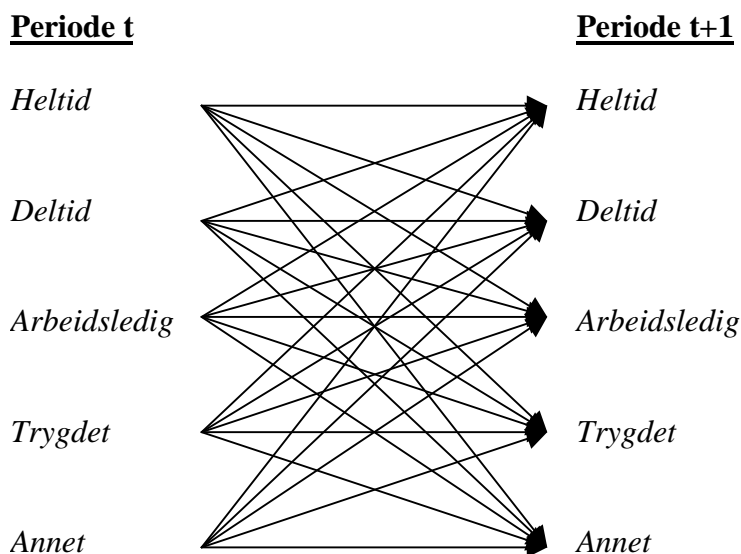
⁴² Merk at gruppen har minket noe i antall, ettersom det ikke er alle kvinner i KIRUT som har observasjoner for *både* inneværende og fjorår. Men differansen er så liten at det ikke burde ha noe å si.

For å oppsummere, kan det se ut som at ektefeller har en tendens til å være i den samme yrkestilstand som den andre parten. Dersom mannen opplever en endring i yrkesdeltakelsen (målt i inntekt), vil det som regel ikke ha noen innvirkning på kvinnens situasjon. For de tilfellene hvor hun endrer sin tilpasning, kan vi ikke ut ifra tabellene ovenfor se noe entydig mønster i hvilken retning den går i. Det kan altså se ut som at kvinnene er heterogene ettersom noen jobber mer, mens andre jobber mindre gitt en endring i mannens årsinntekt. I regresjonsanalysen vil det bli tatt hensyn til en slik heterogenitet, i den forstand at det kontrolleres for andre faktorer som kan tenkes å påvirke konens adferd i arbeidsmarkedet. Det vil da bli lettere å komme til en endelig konklusjon om hvordan husholdningens yrkesdeltakelse utarter seg.

Etter å ha foretatt en enkel analyse av mitt utvalg, har jeg funnet tegn til at ektepar kan sies å være innbyrdes like mhp. menneskelige ressurser. Jeg fant en sammenheng når det gjelder ektefellers alder, utdanning og inntektsnivå, noe som indikerer at det finner sted "assortative mating" i Norge. En implikasjon av dette kan være at deres atferd i arbeidsmarkedet blir lik, ettersom de er like ressurssterke. Dette fant jeg spor av i tabell 4.4. Jeg så her på yrkesdeltakelsen, og fant at ektepar var like også her: Heltidsarbeidende har en tendens til å være gift med andre som er i full jobb, arbeidsledige hører i stor grad sammen med arbeidsledige osv. I regresjonsanalysen som følger, vil jeg foreta en omfattende undersøkelse av husholdningens atferd i arbeidsmarkedet. Jeg ønsker å teste hypotesen om at kvinnen øker sin yrkesdeltakelse dersom mannen får en reduksjon i sin inntekt, og vil bruke en multinomisk logit-modell.

4.4 Hovedanalysen

Jeg er interessert i å finne ut hva som påvirker sannsynligheten for å endre yrkesdeltakelsen, og er derfor avhengig av å vite hvilken tilstand individene kommer i fra, og hvilken de går til. Jeg har løst problemet ved å dele inn utvalget mitt etter hvilken tilstand de gifte kvinnene tilhørte i periode t , og for hver av gruppene benytter jeg den samme multinomiske logit-modellen som jeg beskrev i kapittel 3. Mitt analyseopplegg prøver dermed å gi svar på følgende spørsmål: Hvilken innvirkning har ektefellens inntekt på sannsynligheten for å havne i en av kategoriene *heltid*, *deltid*, *arbeidsledig*, *trygdet* eller *annet* i periode $t+1$, gitt yrkesdeltakelsen i periode t ? Og hvilke andre faktorer er det som spiller inn? Figuren nedenfor illustrerer de ulike overgangene kvinnene kan foreta. Til venstre vises inndelingen av utvalget, og til høyre ser vi hvilke valg individene står overfor.



Nedenfor presenteres en matrise som viser frekvensfordelingen mellom de ulike overganger. Den gir svar på hvor mange observasjoner det finnes for de forskjellige kategoriene av yrkesdeltakelse (marginalfordelingene) og hvor mange det finnes for hver av tilstands- endringene (den bivariate fordelingen).

Tabell 4.7: Kvinnens yrkesdeltakelse.

Yrkesstatus i periode t	Yrkesstatus i periode $t+1$					Totalt
	<i>Heltid</i>	<i>Deltid</i>	<i>Arb.ledig</i>	<i>Trygdet</i>	<i>Annet</i>	
Heltid	10755	560	177	641	95	12228
Deltid	846	9236	206	481	402	11171
Arb.ledig	209	265	488	71	125	1158
Trygdet	591	480	94	450	68	1683
Annet	182	608	95	51	4002	4938
Totalt	12583	11149	1060	1694	4692	31178

Vi merker oss at sannsynligheten for å *ikke* å endre yrkesdeltakelsen er størst i og med at de fleste observasjoner befinner seg langs diagonalen. Hele 80% har lik verdi på de to variablene. Av de fem delutvalgene jeg bruker i min analyse, er det gruppen med heltids- og deltidsarbeidende som er størst, mens gruppen som var arbeidsledig i periode t er minst med sine 1158 observasjoner. Ser vi på de som endrer yrkesdeltakelsen, finner vi at det er flest overganger i mellom *heltid* og *deltid* (begge veier), *trygdet* og *heltid* (begge veier), og mellom *annet* og *deltid*. Det er derimot svært få som går fra en tilværelse som trygdet til å bli hjemmeværende eller student (*annet*), eller motsatt.

Etter å ha sett hvor mange det er som foretar de ulike overgangene mellom yrkesstatusene, er det av stor interesse å finne ut hva som påvirker kvinnene til å gjøre disse valgene. Skyldes de at mannens inntekt endrer seg, eller skyldes de andre faktorer? Det er dette jeg skal prøve å finne ut i regresjonsanalysen min.

4.4.1 Den avhengige variabelen

Min analyse er lagt opp slik at jeg ser på hva som påvirker sannsynligheten for å havne i en av de fem tilstandene *heltid*, *deltid*, *arbeidsledig*, *trygdet* eller *annet* pr. 15. desember, ett år frem i tid. Derfor måles verdiene til den avhengige variabelen i periode $t+1$, altså ett år etter at forklaringsvariablene blir målt.⁴³

4.4.2 Forklaringsvariablene

Under vurderingen av hvilke forklaringsvariabler som bør tas med, må det tas hensyn til det faktum at ektefeller er like på mange områder, og således har en rekke karakteristika som er høyt korrelerte. Derfor er det begrenset hvor mange variabler jeg kan bruke for å kontrollere for mannens egenskaper. Dessuten vil det være lett å miste oversikten dersom jeg tar med for mange forklaringsvariabler. De viktigste vil ”druke” i mye unødvendig informasjon. Dette har jeg tatt hensyn til ved å fjerne alle variablene som ikke hadde noen signifikante marginal-effekter. Når det gjelder de to siste punktene, er det viktig å samtidig være observant på at utelating av relevante variabler kan føre til at vi får forventningsskjevne estimat.

Forklaringsvariablene blir målt i periode t , dvs. perioden før den avhengige. I tillegg til de variablene jeg til slutt valgte å bruke, prøvde jeg også å kontrollere for kvinners statsborgerskap. Dette førte til komplikasjoner pga. at det for noen overganger var ingen observasjoner for denne aktuelle variabelen. Den vil dermed ikke ha noen varians i disse tilfellene, slik at vi vil få et problem med multikolinearitet, noe som ble forklart i kapittel 3. Dersom variabelen for kvinners statsborgerskap hadde blitt inkludert, ville en av forutsetningene for å kunne bruke den multinomiske logit-modellen blir brutt. I STATA resulterer dette i at hele modellen faller sammen, dvs. at alle variablene får verdier som tyder på de er insignifikante.

⁴³ Prosedyren for inndelingen i de kollektivt uttømmende og gjensidig utelukkende kategoriene ble gjennomgått i 4.3, og trenger derfor ikke noen nærmere forklaring.

Mannens inntekt

Denne forklaringsvariabelen blir brukt til å teste hypotesen om at en økning/reduisering i mannens inntekt fører til at sannsynligheten for en økning i konens yrkesdeltakelse går ned/opp. Mannens inntekt blir målt i faste priser (1979 kr), slik at vi luker vekk økninger i inntekt som skyldes prisstigning. For at koeffisientene/marginaleffektene skal bli mer intuitive, har jeg i tillegg valgt å operere med en måleenhet på 1000 kr. Det må også poengteres at det er snakk om *pensjonsgivende* inntekt, dvs. bruttoinntekt. Denne variabelen gir en indikasjon på hvor mye man jobber, og blir derfor brukt som et mål på yrkesdeltakelsen til mannen. Marginaleffekten forventes å være negativ når det gjelder yrkesstatusen heltidsarbeid. Jeg vil også forvente at effekten er positiv for slutttilstandene trygd og annet. Dersom starttilstanden er arbeidsledig, vil marginaleffekten forventes å være negativ for *heltid* og *deltid*, men positiv for *trygd* og *annet*.

Utdanningsnivå

Som mål på utdanning bruker jeg variabelen *utdanningsnivå*. Variabelen er kontinuerlig, og viser antallet eksaminerte år, regnet i normert studietid. Dette innebærer at en person som bruker ekstra lang tid på sin utdanning, bare vil være oppført med den tiden det er normalt å bruke på det aktuelle studium. Utdanning er et mål på hvor godt kvalifisert en person er i arbeidslivet, og derfor vil vi forvente at antallet utdanningsår har en positiv effekt på yrkesdeltakelsen.

Barn

Tilstedeværelsen av barn fører til at ektefellene får flere forpliktelser i hjemmet, og tradisjonelt sett har det vært kvinnen som har tatt seg av barna. Selv om vi i dag har bortimot full likestilling og god barnehagedekning, vil det nok i mange tilfeller være slik at kvinnen vil ha et lavere arbeidstilbud enn dem som ikke har barn. Dette kan forklares med den skjeve kjønnsfordelingen mhp. inntekt, som ble avdekket i tabell 4.3: Kvinner tjener gjennomsnittlig mindre enn menn, slik at kostnaden ved å være hjemme (alternativkostnaden) vil være minst for de førstnevnte. Gitt at individene er rasjonelle, vil vi derfor forvente at det stort sett er konen som må være hjemme med barna. For å kunne fange opp dette, har jeg valgt å bruke variablene *antall barn under 11 år* og *nyfødt*. Den førstnevnte er kontinuerlig, mens den siste er en dummyvariabel som antar verdien 1 dersom kvinnen har et barn som er født i inneværende år,

og 0 ellers.⁴⁴ Spesielt denne siste variabelen forventes å ha sterk forklaringskraft når det gjelder kvinnens yrkesdeltakelse. Nyfødte barn krever mye mer pleie enn de som er litt eldre (pga. amming, bleieskift osv.), noe som fører til at moren i de fleste tilfeller vil velge å jobbe mindre en viss periode. For kvinner som har vært i lønnet arbeid seks av de siste ti måneder før fødselen, vil svangerskapspermisjon være en svært gunstig løsning. I dette tilfellet vil lønnskompensasjonen være lik 100%. (Stønadperioden for full dekning, er blitt utvidet fra 24 uker i 1989 til 42 uker i 1993, mens den for 80% kompensasjon har økt fra 30 til 52 uker i samme periode.) Det kan også tenkes at hun vil foretrekke å bli hjemmeværende eller å trappe ned ved at hun jobber deltid en viss periode. I KIRUT-databasen er det ikke mulig å identifisere perioder med en slik fødselspermisjon, men når det gjelder endringer i arbeidsmønsteret av de to sistnevnte typene, kan disse observeres.

Alder

Denne kontinuerlige variabelen blir laget på bakgrunn av opplysninger om individenes fødselsdato, og blir brukt for å kontrollere for forskjeller mellom kvinner som skyldes alder.

Bostedskarakteristika

Bosetningstetthet: Dette er en ordinal variabel som viser hvor stor andel av kommunens befolkning det var som bodde i tettbygde strøk ved folketellings-tidspunktet 3. november 1990. Følgende inndeling blir benyttet:

- Kode 0: 0 - 9,9 prosent
- Kode 1: 10,0 - 19,9 prosent
- Kode 2: 20,0 - 29,9 prosent
- Kode 3: 30,0 - 39,9 prosent
- Kode 4: 40,0 - 49,9 prosent
- Kode 5: 50,0 - 59,9 prosent
- Kode 6: 60,0 - 69,9 prosent
- Kode 7: 70,0 - 79,9 prosent
- Kode 8: 80,0 - 89,9 prosent
- Kode 9: 90,0 - 100,0 prosent

Bostedskommunens grad av befolkningstetthet er med på å påvirke jobbmulighetene en person står overfor. I kommuner med høy befolkningstetthet, er det gjerne flere arbeidsplasser enn det er i mindre, grissgrendte strøk. Denne variabelen forventes derfor å påvirke sannsynligheten for

⁴⁴ Jeg brukte variabelen yngste barns fødselsdato til å konstruere variabelen *nyfødt*.

å øke yrkesdeltakelsen i en positiv retning. Jeg prøvde også en modell hvor jeg tok med en variabel for grad av sentralisering, men denne variabelen viste seg å ikke ha noen signifikans. Derfor kunne jeg droppe den uten at modellen mistet forklaringskraften nevneverdig. *Ledighet*: Variabelen defineres som andelen arbeidsledige av arbeidsstyrken (summen av antallet arbeidstakere og arbeidsledige), og blir målt på absoluttnivå, dvs. at den kan ta alle verdier mellom 0 og 1. Lokal arbeidsledighetsrate er, i likhet med den forrige variabelen, med på å bestemme hvor lett det er å finne seg arbeid. Dersom ledighetsraten er høy, er det vanskelig å finne seg en jobb dersom en er arbeidsledig. Dette har å gjøre med at det er overskuddstilbud av arbeidskraft, noe som fører til at kriteriene som stilles til en som skal ansettes, blir satt høyere enn ellers. Sannsynligheten for å miste jobben vil i tillegg øke for dem som allerede er i arbeid, ettersom det i trangere tider er større sannsynlighet for permitteringer og nedskjæringer i bemanningen til bedrifter. Lokal arbeidsledighet ble nevnt som punkt IV i innledningskapittelet som en forklaring på at mannen og konen i mange tilfeller kan ha lik yrkesdeltakelse. Ved å ta i bruk denne variabelen, kan vi kontrollere for dette faktum. Det vil forventningsvis være en negativ sammenheng mellom *ledighet* og sannsynligheten for å øke yrkesdeltakelsen, og vice versa. *Geografisk område*: For å fange opp geografiske forskjeller, har jeg også valgt å ta med seks dummyvariabler som viser hvor i landet husholdningene bor. Norge blir delt inn i følgende syv soner, hvor den første blir brukt som basiskategori:

<i>Basis</i>	<i>Oslo og Akershus</i>
Østlandet	Buskerud, Vestfold og Østfold
Hedmark & Oppland	Hedmark og Oppland
Sør-Norge	Telemark, Aust- og Vest-Agder
Vestlandet	Rogaland, Hordaland, og Sogn og Fjordane
Midt-Norge	Møre og Romsdal, Sør- og Nord-Trøndelag
Nord-Norge	Nordland, Troms og Finnmark

Kvinnens og ektefellens arbeidsmarkedstilknytning (AMT)

Variabelen *antall år med pensjonspoeng* blir i analysen brukt som mål på hvor tilknyttet en person er til arbeidsmarkedet. Jo flere år med pensjonspoeng individet har bak seg, jo mer tilknyttet kan vi si at hun er til arbeidsmarkedet. Ansienniteten til en arbeider øker som regel i takt med hvor lenge hun har vært i yrkeslivet, og spesielt dersom hun har vært ansatt i samme bedrift mesteparten av karrieren. Dermed vil også risikoen for å bli permittert gå ned. Ser vi på de som står uten jobb, vil en yrkesmessig erfaren kvinne sannsynligvis ha lettere for å få seg jobb enn en med lav arbeidsmarkedstilknytning, gitt at de ellers er like. Tanken bak denne

påstanden er at de sistnevnte er uerfarne i yrkeslivet, og ettersom tidligere jobberfaring blir sterk vektlagt når personer skal ansettes, vil disse derfor ha et handikap. På bakgrunn av disse hypotesene forventer jeg at *kvinnens arbeidsmarkedstilknytning* har en positiv innvirkning på hennes yrkesdeltakelse. *Antall år med pensjonspoeng* blir også brukt som mål på *mannens* tilknytning til arbeidsmarkedet. Denne variabelen, dvs. *mannens arbeidsmarkedstilknytning*, viser seg å være sterkt korrelert med konens *alder*, noe vi ser i tabellen i vedlegg 2. Grunnen til dette er at aldersforskjellen i de fleste ekteskap er liten, samtidig med at mannens grad av tilknytning til arbeidsmarkedet er høyt korrelert med hans alder. En tommelfingerregel, som blir nevnt av Griffiths m.fl. (1993) og Fomby m.fl. (1984), er at korrelasjonen er sterk dersom den er større enn 0.8 eller 0.9. Det vil i en slik situasjon oppstå et problem med (multi-) kolinearitet. Ettersom korrelasjonen mellom *mannens arbeidsmarkedstilknytning* og konens *alder* har en verdi som er lavere enn 0.8, velger jeg å ikke kutte ut variabelen til mannen. Vi må bare huske på å tolke marginaleffektene til den førstnevnte variabelen med stor forsiktighet.⁴⁵

Kvinnens inntekt

Til å måle kvinnens ferdigheter/ kvaliteter i arbeidslivet, har jeg valgt å bruke hennes pensjonsgivende inntekt. Kompetanse, talent og innsatsvilje er eksempler på kvaliteter som er relevante i en jobbsammenheng. I tillegg til at inntekt er en indikator på kvinners dyktighet, påvirker den også inntekten i det påfølgende år, og dermed sannsynligheten for å være i jobb. I likhet med *arbeidsmarkeds- tilknytning*, vil også denne variabelen forventningsvis ha en positiv innflytelse på yrkesdeltakelsen.

Ulike karakteristika ved mannen

De tre siste forklaringsvariablene blir brukt for å kontrollere for ulike karakteristika hos ektefellen. *Mann trygdet eller >67 år* er en dummyvariabel som antar verdien 1 dersom mannen er eldre enn 67 år eller registrert som trygdemottaker, dvs. sykemeldt, yrkeshemmet, under attføring eller uførepensjonert. Ellers har den verdien 0. De som har verdien 1 vil altså enten være alderspensjonist eller arbeidsufør. Vi så under krysstabell- analysen at ektefeller har en tendens å ha samme grad av yrkesdeltakelse, og derfor forventer jeg at denne variabelen

⁴⁵ Jeg kunne også tatt med andre mål for tilknytning til arbeidsmarkedet, f.eks. gjennomsnittlig eller totalt antall pensjonspoeng. Grunnen til at jeg ikke tok disse med, er at det da ville oppstått sterke og uønskede korrelasjoner mellom de ulike målene for tilknytning og variablene for inntekt og alder.

øker sannsynligheten for at kvinnen vil havne i tilstanden *trygdet*.⁴⁶ Problemet med å kontrollere for ektemannens egenskaper, er at de ofte er høyt korrelerte med kvinnens. Dette skyldes ”assortative mating”. For å unngå et kolinearitetsproblem, har jeg valgt å ta med mål for *differansen* mellom ektefellenes alder og utdanningsnivå. Variablene *aldersdifferanse* og *utdanningsdifferanse* viser hvor mange år det er mellom de to aldersmessig og mhp. utdanningsnivå. Konens antall år trekkes i fra mannens, slik at en positiv verdi indikerer at han har flere år bak seg enn henne, og vice versa.

Nedenfor vises en statistisk oversikt over forklaringsvariablene som blir brukt i den multinomiske logit-modellen. Tabellen viser gjennomsnittsverdiene for de som ender opp i de ulike slutttilstandene.

Tabell 4.8: Gjennomsnittsverdier for forklaringsvariablene gitt de forskjellige slutttilstandene.

	<i>Heltid</i>	<i>Deltid</i>	<i>Arb.ledig</i>	<i>Trygdet</i>	<i>Annet</i>
Mannens inntekt	98.0	93.4	86.2	86.6	99.0
Utdanningsnivå (år)	11.5	10.7	10.3	10.9	10.2
Antall barn <11 år	0.6	0.7	0.8	0.7	1.0
Nyfødt*	5.0%	5.2%	10.5%	4.6%	7.7%
Alder	40.9	41.7	37.7	39.0	41.2
Bosetningstetthet	6.9	6.3	6.2	6.6	6.6
Arbeidsledighet	5.7%	5.8%	6.4%	5.9%	5.8%
Østlandet*	14.2%	16.8%	19.3%	17.4%	17.5%
Hedmark & Oppland*	7.4%	10.0%	8.8%	10.4%	8.5%
Sør-Norge*	8.3%	12.1%	9.2%	11.0%	14.4%
Vestlandet*	20.7%	22.8%	21.6%	17.9%	23.4%
Midt-Norge*	14.7%	15.8%	17.9%	15.3%	14.1%
Nord-Norge*	10.9%	8.4%	12.8%	10.3%	6.4%
Arbeidsmarkedstilknytning	14.1	12.1	9.5	11.5	6.0
Mannens AMT ⁴⁷	19.3	19.9	17.9	18.0	18.8
Kvinnens inntekt	68.7	43.2	36.0	51.3	7.1
Mann trygdet eller >67 år*	7.6%	9.2%	12.6%	13.9%	10.5%
Aldersdifferanse (M – K)	2.7	2.8	3.3	2.9	3.1
Utdanningsdiff. (M – K)	0.4	0.7	0.6	0.4	1.3
Antall observasjoner	12583	11149	1060	1694	4692

(* Dette er en dummyvariabel som tar verdien 1 eller 0.)

⁴⁶ Merk at i mannens tilfelle omfatter tilstanden trygdet også yrkeshemmede og uførepensjonerte.

⁴⁷ Arbeidsmarkedstilknytning.

Et interessant funn er det at ektemannens inntekt er gjennomsnittlig høyere for de koner som ender opp som hjemmeværende (*annet*), enn for de andre, inkludert de som foretar en overgang til heltidsarbeid. Vi ser også at utdanningsdifferansen har en relativt høy gjennomsnittsverdi, sammenlignet med de andre gruppene. Kvinnene som velger å være hjemme, har altså en tendens til å være gift med menn som har god forsørgingsevne, og høyere utdannelse enn dem selv. *Konens* inntekt derimot har en svært lav snittverdi. Det ser også ut som at barn påvirker kvinnen i den grad at hun velger å være hjemme. Dette ser vi av gjennomsnittsverdien for *antall barn < 11 år*. Når det gjelder andelen med nyfødt barn, er den størst for dem som blir arbeidsledige året etter, noe som tyder på at nybakte mødre i stor grad søker etter jobb etter en stund. Utdanningsnivået er gjennomsnittlig høyest for dem som blir heltidsarbeidere, og lavest for de som havner i *annet*-gruppen. Det samme gjelder arbeidsmarkedstilknytningen. Legg også merke til at hele 13.9% av kvinnene som ender opp i kategorien *trygdet*, er gift med en mann som er arbeidsufør (sykemeldt, yrkeshemmet, under attføring eller uførepensjonert) eller over 67 år. Dette tyder på at ektefellene har en tendens til å havne i samme yrkessituasjon.

4.4.3 Resultat fra regresjonsanalysen

Under tolkningen av de estimerte resultat, vil marginaleffektene være i fokus.⁴⁸ Disse effektene er mer interessante enn koeffisientene, ettersom de førstnevnte viser hvilken virkning forklaringsvariablene har på sannsynligheten for å havne i en tilstand. Som det ble forklart i kapittel 3, viser koeffisientene virkningen på *logoddsraten*, dvs. hvor mye sannsynligheten for å havne i en gitt kategori endrer seg relativt i forhold til endringen i den til basiskategorien. Koeffisientestimatene er altså avhengige av hvilken tilstand som blir brukt som sammenligningsgrunnlag, et problem vi unngår når vi ser på marginaleffektene. I tabell 4.11 vises estimatene for utvalgte tilfeller hvor yrkesdeltakelsen øker, og motsatt i tabell 4.12. Resultatene for de resterende 11 overgangene blir lagt frem i vedlegg 3 og 4.⁴⁹ Dette er tilfeller hvor det ikke foregår en tilstandsending, eller hvor det er få signifikante verdier. I tillegg har jeg også plassert estimatene for ulike overganger til og fra *trygdet* her. Merk at konstantleddet

⁴⁸ Jeg bruker dataprogrammet STATA når jeg estimerer modellens koeffisienter og marginaleffekter.

⁴⁹ For å spare plass, har jeg valgt å utelate en del overganger. Det er tross alt snakk om 25 mulige tilstandsendinger, og for hver overgang er det 20 marginaleffekter som skal estimeres. Dersom alle effektene hadde blitt presentert i dette kapitlet, ville det fort blitt mange sider med tabeller.

er utelatt i alle disse tabellene av den grunn at de er irrelevante for min empiriske undersøkelse. I tabell 4.10 vil marginaeffekten av *mannens inntekt* bli vist for alle overgangene, slik at det blir lettere å få et helhetsinntrykk av denne forklaringsvariabelens innvirkning på kvinnens yrkesdeltakelse.

Modellen min har størst forklaringskraft for dem som har utgangsstatusene *trygdet* og *annet*. STATA rapporterte en Pseudo R²-verdi som hhv. er lik 0.1417 og 0.1635 for disse delutvalgene, noe som er høyt, spesielt i forhold til de andre gruppene. Når vi tenker på hvor mange faktorer det er som spiller inn når en person bestemmer seg for hva hun skal bedrive tiden sin med, og hvor begrenset vår tilgang på informasjon er, kan en ikke forvente at føyningsmålet skal være så veldig høyt. Uansett vil aldri Pseudo R² få en verdi som er lik 1 (perfekt føyning), og svært sjelden en verdi som er i nærheten av 1. Noe av grunnen til at modellen min passer best på de to nevnte delutvalgene kan være at kvinnene der er mer homogene enn dem som jobber eller er arbeidsledige, slik at uobserverbare karakteristika i mindre grad spiller inn når de gjør sine valg. Eksempler på slike egenskaper er arbeidslyst, motivasjon, karrierelyst og preferanse for barn. Felles for disse faktorene er at de ikke er målbare, selv om de indirekte kan observeres gjennom atferd over tid. Likelihood ratio tester for om koeffisientene er signifikant forskjellige fra null, ga verdier som lå godt over den kritiske verdien (101.879 ved 80 frihetsgrader) for alle delutvalgene, og P-verdiene⁵⁰ var lik 0 alle som en. Resultatene fra disse testene blir, sammen med Pseudo R²-målene og maksimumsverdien til log likelihoodfunksjonen skjematisk vist frem i tabellen nedenfor.

Tabell 4.9: Ulike mål for modellens føyning i de fem delutvalgene.

Tilstand i periode t	χ^2	Pr(verdi > χ^2)	Pseudo R ²	Max. Log L.
<i>Heltid</i>	804.72	0.0000	0.0648	-5806.0
<i>Deltid</i>	884.68	0.0000	0.0581	-7169.6
<i>Arbeidsledig</i>	285.36	0.0000	0.0866	-1504.1
<i>Trygdet</i>	652.79	0.0000	0.1417	-1977.3
<i>Annet</i>	1086.93	0.0000	0.1635	-2780.4

Siden alle P-verdiene er lik 0 (jfr. kolonne 3), kan vi konkludere med at modellen har forklaringskraft. Det er viktig å måle en statistisk modell sin gyldighet før estimatene blir

⁵⁰ Dette målet angir sannsynligheten for å observere en verdi som er større enn den som faktisk ble funnet.

tolket. Det har ingen hensikt å utføre hypotesetesting om enkeltvariabler dersom analyseoppsettet i utgangspunktet passer dårlig. Ettersom jeg nå har bevist at min modell er holdbar, kan jeg gå over til å tolke de estimerte marginaleffekter.

Hovedfokuset vil her bli rettet mot forklaringsvariabelen *mannens inntekt*, ettersom det er denne som blir brukt når min hypotese skal testes. Etter å ha undersøkt resultatene fra regresjonsanalysen, finner jeg ingenting som tyder på at denne faktoren påvirker kvinnens yrkesdeltakelse. Et lite unntak finnes alltid, og i dette tilfellet gjelder det overgangen fra *trygdet* til *arbeidsledig*. Det viser seg at jo høyere ektefellens inntekt blir, jo høyere er sannsynligheten for at konen gjør en slik overgang. De estimerte marginaleffekter for *mannens inntekt* blir vist i krysstabellen nedenfor.

Tabell 4.10: Marginaleffekter for forklaringsvariabelen *mannens inntekt*, målt i 1000 kr. (Standardfeil i parantes.)

Yrkesstatus i periode t	Yrkesstatus i periode $t+1$				
	<i>Heltid</i>	<i>Deltid</i>	<i>Arb.ledig</i>	<i>Trygdet</i>	<i>Annet</i>
<i>Heltid</i>	-3.6E-05 (5.7E-05)	8.3E-06 (3.5E-05)	-2.2E-05 (2.0E-05)	3.9E-05 (4.0E-05)	1.0E-05 (6.8E-06)
<i>Deltid</i>	-7.3E-05 (5.7E-05)	5.9E-05 (7.9E-05)	2.8E-05 (2.2E-05)	-4.2E-05 (4.8E-05)	2.8E-05 (2.8E-05)
<i>Arb.ledig</i>	2.6E-04 (3.1E-04)	5.2E-04 (3.6E-04)	-7.9E-04 (4.3E-04)	-1.0E-04 (2.0E-04)	1.1E-04 (1.5E-04)
<i>Trygdet</i>	8.5E-05 (3.5E-04)	8.4E-05 (3.4E-04)	3.0E-04* (1.2E-04)	-5.2E-04 (3.3E-04)	4.6E-05 (6.8E-05)
<i>Annet</i>	-1.3E-05 (2.8E-05)	-1.3E-04 (7.8E-05)	2.9E-05 (2.1E-05)	-1.7E-05 (1.7E-05)	1.3E-04 (8.8E-05)

(* betyr signifikant ved et 5% signifikansnivå.)

Mønsteret er imidlertid klart: *Mannens inntekt* har ingen signifikant påvirkning på kvinnens beslutninger om deltakelse i arbeidsmarkedet. I motsetning til hva teorien forutsier, tar altså konen jobbeslutninger uavhengig av mannen. Hva dette kan skyldes, vil jeg komme tilbake til i avslutningskapittelet. Jeg ønsker også å undersøke om det er andre ting som påvirker gifte kvinners yrkesdeltakelse, og går derfor over til å tolke resultatene for de andre forklaringsvariablene.

Utdanningsnivå viser seg å ha en gjennomgående positiv effekt på yrkesdeltakelsen, noe som ikke er uventet. Sannsynligheten for å jobbe full tid øker i takt med antall års utdanning, gitt at konen allerede arbeidet eller var hjemmeværende (eller student) perioden før. I tillegg er effekten signifikant ved et 1% nivå når det gjelder de som var deltidsarbeidende og i *annet*-gruppen. Variabelen har også en signifikant men negativ innvirkning på sannsynligheten for å gå fra arbeid (*heltid* eller *deltid*) til arbeidsledig og fra *heltid* til *trygd*. Et noe overraskende resultat er at utdanning har en positiv effekt på sannsynligheten for å bli hjemmeværende gitt at kvinnen var deltidsarbeider eller arbeidsledig året før, og i det første tilfellet vil dette også være resultatet selv om vi bruker et 1% signifikansnivå.⁵¹ Mannens utdanning, dvs. *utdanningsdifferansen*, spiller også inn når konen gjør sine yrkesvalg, men bare for dem som i utgangspunktet er deltidsarbeidere. I denne gruppen kan vi se at marginaleffekten har samme fortegn som de vi fant for variabelen *utdanningsnivå*, bare at effekten er svakere. Jo høyere mannens utdanning er i forhold til kvinnens, jo større er sannsynligheten for at hun jobber heltid i neste periode. Sjansen for å bli arbeidsledig blir påvirket den andre veien. I likhet med den forrige variabelen, finner vi også her en positiv marginaleffekt for det å gå fra *deltid* til *annet*.

Tilstedeværelsen av barn blir funnet til å ha motsatt effekt av det utdanning hadde. Spesielt sannsynligheten for å bli hjemmeværende blir påvirket når vi ser på variablene *ant. barn under 11 år* og *nyfødt*, og da med positivt fortegn. *Nyfødt* har i tillegg sterkere effekt enn det den andre barnevariabelen har, hvor unntaket er overgang mellom *arbeidsledig* og *annet*. Nyfødte barn krever betydelig mer oppmerksomhet enn de som er litt eldre, og derfor er det ikke unaturlig at denne variabelen har sterkere påvirkningskraft. Det virker altså som om småbarnsmødre, og spesielt de som nettopp har født et barn i mange tilfeller ser seg nødt til å trappe ned yrkesdeltakelsen. Forklaringen er enkel: Små barn må passes på og pleies, og dermed får kvinnen mindre tid til rådighet til å bruke på arbeidsmarkedet i og med at det som oftest er hun som tar seg av dem.

Alder ser ikke ut til å ha noen innvirkning på gifte kvinners atferd i yrkeslivet, ettersom de fleste marginaleffekter er insignifikante. Men ut i fra de funnene jeg gjør, går det ikke an å si at

⁵¹ Brukte også en interaksjonsdummy for å teste om denne atferden skyldtes at kvinnene var gift med en mann i høyinntektsgruppen (>300000 kr målt i prisnivået i 1989), men fikk ikke noen signifikante resultat.

variabelen har en negativ påvirkningskraft. Dersom konen er arbeidsledig, øker sannsynligheten for å jobbe heltid i neste periode, i takt med alderen. Alder har altså en positiv effekt på det å få seg jobb etter en arbeidsledighetsperiode. For dem som i utgangspunktet jobber deltid, ser vi at jo eldre kvinnen blir, jo større er sannsynligheten for at hun velger å fortsette i denne tilstanden. Jeg finner også noe ganske interessant: Det er en negativ korrelasjon mellom kvinnens alder og sannsynligheten for å bli trygdet, i de to gruppene hvor hun er i jobb. Tendensen til å sykemelde seg eller å havne på attføring avtar altså med alderen. Men bildet er noe nyansert ettersom sammenhengen er konveks, noe vi ser av det positive fortegnet til marginaleffekten av variabelen *alder*². Denne formen for korrelasjon impliserer at effekten er sterkest for de yngste kvinnene, og at den avtar når vi beveger oss oppover langs tidsaksen. *Aldersdifferanse* er den variabelen som har minst betydning for kvinners yrkesdeltakelse, og den eneste signifikante effekten jeg finner, er den som gjelder overgangen mellom *annet* og *heltid*. I dette tilfellet er sammenhengen negativ. Siden grunnlaget for tolkning er ganske tynt, velger jeg å la være å legge noen betydning i denne effekten.

Lokal arbeidsledighet har en meget sterk påvirkningskraft overfor kvinnens yrkesbeslutninger, og mønsteret er ganske tydelig: Dersom vi ser bort i fra *annet*-gruppen, er det uansett utgangstatus en positiv sammenheng mellom denne variabelen og risikoen for å bli arbeidsledig. Jeg må jo også si at denne samvariasjonen er sterk når marginaleffekten varierer mellom 0.1228 og 2.3024!

Kommunens grad av *bosetningstetthet* spiller en liten rolle når gifte kvinner foretar valg av yrkesdeltakelse, men effekten av denne variabelen er meget signifikant for de hjemmeværende (*annet*-gruppen). Det viser seg at sannsynligheten for å forbli i den samme tilstanden også i neste periode, øker i takt med tetthetsgraden. Det motsatte er tilfellet for overganger til *deltid* og *arbeidsledighet*. Hjemmeværende bosatt i kommuner med stor befolkningstetthet, har altså en større tendens til å forbli i denne tilstanden enn dem som har et bosted med spredt bebyggelse. Jeg prøvde også å ta med en variabel for sentralisering, men denne viste seg å ikke ha noen som helst betydning. Derfor kunne jeg kutte den ut uten at modellens samlede signifikans ble merkbart mindre. *Geografisk område*: Mønsteret er ganske tvetydig når vi ser på hvor i landet husholdningene bor, men noe er verdt å merke seg: Kvinner bosatt i de fleste deler av landet har en mindre tilbøyelighet til å gå fra heltidsarbeid til å bli hjemmeværende, enn

de som bor i Oslo-området, dvs. Oslo og Akershus. I tillegg er marginaeffekten sterkere, jo lengre nordover vi går. Jeg fant ingen effekt for dem som bodde i Hedmark og Oppland, og Sør-Norge når det gjelder akkurat denne overgangen.

Som forventet er det en utvetydig positiv sammenheng mellom konenes grad av yrkesdeltakelse og arbeidsmarkedstilknytning, dvs. *antall år med pensjonspoeng*. Et godt eksempel på dette får vi dersom vi ser på marginaeffektene i gruppen med heltidsarbeidere: Sannsynligheten for å forsette å jobbe heltid øker med tilknytningen, mens den synker for overganger til en av de andre tilstandene. Når det gjelder dette aktuelle utvalget, er alle effektene signifikante ved et 1% nivå, bortsett fra tilfellet hvor slutttilstanden er *trygdet* (signifikant ved et 5% nivå). Et annet eksempel: Det er en betydelig og positiv sammenheng mellom variabelen, og sannsynligheten for å gå fra *annet* til *heltid* og *deltid*, samtidig som det er en avtakende tendens til å forbli i utgangstilstanden. *Mannens arbeidsmarkedstilknytning* har ikke noen særlig betydning for konens valg av yrkesdeltakelse. Ett unntak gjelder det å ha heltidsarbeid både før og etter, hvor sammenhengen er positiv. Variabelen har også en effekt som virker i en annen retning enn det som var forventet: Ektefellens arbeidsmarkedstilknytning har en ganske sterk og negativ innvirkning på arbeidsledige kvinners mulighet for å få seg en heltidsstilling. Dette kan ha sin årsak i at de som er gift med en mann med lang fartstid i yrkeslivet, er mindre motivert for å søke etter jobb eller har høyere reservasjonslønn enn dem som har en mann med liten arbeidserfaring. De sistnevnte må kanskje i større grad være med på å sikre familiens levestandard pga. at mannens rolle som hovedforsørger er noe usikker. Som jeg poengterte tidligere, er denne variabelen beheftet med en viss usikkerhet ettersom den er sterkt korrelert med kvinnens alder. Men siden marginaeffekten for denne aktuelle overgangen er signifikant ved et 1% nivå, går det ikke an å se helt bort i fra at denne sammenhengen er empirisk riktig.

Kvinnens inntekt er den variabelen som er mest signifikant. Svært få marginaeffekter blir forkastet ved et 1% signifikansnivå, og alt i alt er det bare fem som er ubetydelige. I mine regresjonsresultat finner jeg overveldende bevis for at gifte kvinners kvalifikasjoner spiller en positiv rolle for deres mulighet til å øke yrkesdeltakelsen. I alle delutvalgene er det en positiv sammenheng mellom denne forklaringsvariabelen og sannsynligheten for å havne i en heltidsjobb, mens den er negativ for alle overganger til *annet*. Ser vi f.eks. på de som er

hjemneværende, er sjansen for å befinne seg enten i jobb (*heltid* eller *deltid*) eller blant de arbeidssøkende positivt korrelert med deres kvalifikasjoner.

Mann trygdet eller >67 år

Denne variabelen forklarer svært lite, men den øker sannsynligheten for at også kvinnen blir *trygdet* dersom hun i utgangspunktet var heltidsarbeider. Og gitt at konen allerede *er* i denne tilstanden, øker risikoen for at hun vil fortsette å være der dersom ektefellen er trygdet eller eldre enn 67 år.

Tabell 4.11: Marginaleffekter ved økninger i yrkesdeltakelsen. (Standardfeil i parantes.)

	<i>Heltid- Heltid</i>	<i>Deltid- Heltid</i>	<i>Arbeidsl- Heltid</i>	<i>Trygd- Heltid</i>	<i>Annet- Heltid</i>	<i>Annet- Deltid</i>	<i>Annet- Arbeidsl.</i>
Mannens inntekt	-3.6E-05 (5.7E-05)	-7.3E-05 (5.7E-05)	2.6E-04 (3.1E-04)	8.5E-05 (3.5E-04)	-1.3E-05 (2.8E-05)	-1.3E-04 (7.8E-05)	2.9E-05 (2.1E-05)
Utd.nivå (år)	0.0033* (0.0014)	0.0061** (0.0013)	0.0079 (0.0077)	-0.0077 (0.0070)	0.0048** (0.0010)	0.0012 (0.0025)	-0.0007 (0.0010)
Ant. barn < 11 år	0.0054 (0.0037)	-0.0080** (0.0031)	-0.0308 (0.0174)	-0.0490* (0.0195)	-0.0091** (0.0020)	-0.0007 (0.0043)	-0.0040* (0.0017)
Nyfødt	-0.0477** (0.0122)	0.0103 (0.0101)	-0.0478 (0.0535)	0.1494** (0.0411)	-0.0014 (0.0072)	-0.0485** (0.0179)	-0.0051 (0.0062)
Alder	0.0049 (0.0030)	-0.0038 (0.0030)	0.0248* (0.0122)	0.0031 (0.0158)	0.0003 (0.0021)	0.0062 (0.0047)	-0.0027 (0.0016)
Alder ²	-5.3E-05 (3.4E-05)	-6.6E-06 (3.5E-05)	-2.6E-04 (1.4E-04)	-9.8E-05 (1.8E-04)	-3.4E-05 (2.4E-05)	-1.3E-04* (5.3E-05)	1.6E-05 (1.9E-05)
Bosetn.-tetthet	0.0017 (0.0012)	0.0005 (0.0010)	-0.0039 (0.0048)	-0.0022 (0.0058)	0.0004 (0.0008)	-0.0059** (0.0017)	-0.0017** (0.0006)
Ledighet	-0.0516 (0.1454)	-0.1416 (0.1417)	-1.3476* (0.6510)	-0.8212 (0.7717)	-0.0814 (0.1002)	-0.4906* (0.2326)	0.0788 (0.0797)
Østlandet	-0.0124 (0.0090)	-0.0274** (0.0087)	-0.0474 (0.0448)	-0.0772 (0.0464)	-0.0108 (0.0060)	0.0140 (0.0142)	0.0037 (0.0062)
Hedmark & Oppl.	-0.0280* (0.0114)	-0.0226* (0.0107)	-0.0174 (0.0544)	-0.0795 (0.0575)	-0.0133 (0.0086)	-0.0235 (0.0184)	-0.0082 (0.0083)
Sør-Norge	-0.0111 (0.0110)	-0.0268** (0.0097)	0.0261 (0.0512)	-0.0612 (0.0543)	-0.0129 (0.0070)	0.0100 (0.0156)	0.0041 (0.0064)
Vest-landet	-0.0088 (0.0083)	-0.0055 (0.0078)	-0.0182 (0.0423)	-0.0541 (0.0450)	-0.0049 (0.0052)	0.0068 (0.0136)	0.0024 (0.0059)
Midt-Norge	-0.0024 (0.0096)	-0.0109 (0.0090)	-0.0603 (0.0471)	0.0126 (0.0489)	-0.0048 (0.0066)	0.0163 (0.0158)	0.0091 (0.0062)
Nord-Norge	-0.0032 (0.0106)	0.0005 (0.0101)	0.0194 (0.0488)	-0.0029 (0.0541)	0.0156* (0.0070)	-0.0043 (0.0205)	0.0059 (0.0077)
AMT	0.0042** (0.0006)	-0.0002 (0.0005)	0.0020 (0.0027)	0.0112** (0.0033)	0.0014** (0.0004)	0.0040** (0.0008)	0.0004 (0.0003)
Mannens AMT	0.0023* (0.0009)	0.0016 (0.0009)	-0.0103** (0.0038)	-0.0080 (0.0046)	0.0010 (0.0007)	0.0014 (0.0014)	0.0007 (0.0005)
Kvinnens inntekt	0.0007** (0.0001)	0.0003* (0.0001)	0.0032** (0.0006)	0.0089** (0.0007)	0.0011** (0.0002)	0.0094** (0.0005)	0.0009** (0.0002)
Mann tr. eller >67	-0.0233* (0.0100)	0.0045 (0.0097)	-0.0418 (0.0436)	-0.0814 (0.0447)	-0.0001 (0.0083)	-0.0061 (0.0161)	0.0076 (0.0048)
Alders-differanse	-0.0007 (0.0008)	-0.0002 (0.0008)	-0.0015 (0.0036)	0.0037 (0.0042)	-0.0015* (0.0006)	-0.0011 (0.0013)	0.0003 (0.0005)
Utd.-differanse	-0.0004 (0.0012)	0.0023* (0.0011)	-0.0064 (0.0056)	-0.0012 (0.0063)	0.0001 (0.0008)	0.0006 (0.0018)	-0.0005 (0.0007)
Ant. obs.	10755	846	209	591	182	608	95
Log L.	-5806.0	-7169.6	-1504.1	-1977.3		-2780.4	
Pseudo R ²	0.0648	0.0581	0.0866	0.1417		0.1635	

(* betyr signifikant ved et 5% nivå, ** ved et 1% nivå.)

Tabell 4.12: Marginaleffekter ved nedgang i yrkesdeltakelsen. (Standardfeil i parantes.)

	<i>Heltid-Deltid</i>	<i>Heltid-Arbeidsl.</i>	<i>Heltid-Trygd</i>	<i>Heltid-Annet</i>	<i>Deltid-Arbeidsl.</i>	<i>Deltid-Annet</i>	<i>Arbeidsl.-Annet</i>
Mannens inntekt	8.3E-06 (3.5E-05)	-2.2E-05 (2.0E-05)	3.9E-05 (4.0E-05)	1.0E-05 (6.8E-06)	2.8E-05 (2.2E-05)	2.8E-05 (2.8E-05)	1.1E-04 (1.5E-04)
Utd.nivå (år)	0.0001 (0.0008)	-0.0012** (0.0005)	-0.0021* (0.0010)	-0.0001 (0.0002)	-0.0036** (0.0006)	0.0026** (0.0007)	0.0087* (0.0042)
Ant. barn <11 år	0.0019 (0.0021)	-0.0005 (0.0011)	-0.0092** (0.0028)	0.0024** (0.0006)	-0.0014 (0.0012)	-0.0013 (0.0017)	0.0246** (0.0077)
Nyfødt	0.0486** (0.0053)	0.0103** (0.0027)	-0.0176 (0.0104)	0.0064** (0.0015)	0.0127** (0.0032)	0.0309** (0.0044)	0.0168 (0.0217)
Alder	0.0025 (0.0018)	-0.0006 (0.0009)	-0.0070** (0.0021)	0.0003 (0.0005)	-0.0010 (0.0010)	-0.0035* (0.0015)	-0.0024 (0.0056)
Alder ²	-2.8E-05 (2.1E-05)	3.6E-06 (1.0E-05)	7.7E-05** (2.4E-05)	-5.3E-07 (6.0E-06)	6.4E-06 (1.2E-05)	4.3E-05** (1.6E-05)	4.1E-05 (6.6E-05)
Bosetn.-tetthet	-0.0012 (0.0007)	0.0002 (0.0003)	-0.0005 (0.0009)	-0.0002 (0.0002)	-0.0002 (0.0004)	-0.0010 (0.0005)	0.0022 (0.0025)
Ledighet	-0.2562** (0.0888)	0.1228** (0.0412)	0.2092 (0.1069)	-0.0242 (0.0270)	0.1579** (0.0480)	0.0899 (0.0752)	-0.8462* (0.3366)
Østlandet	0.0148** (0.0054)	0.0010 (0.0027)	0.0008 (0.0067)	-0.0042* (0.0017)	0.0077* (0.0039)	-0.0012 (0.0046)	-0.0005 (0.0244)
Hedmark & Oppl.	0.0127 (0.0069)	0.0013 (0.0035)	0.0161 (0.0082)	-0.0022 (0.0019)	0.0025 (0.0047)	-0.0100 (0.0062)	0.0169 (0.0304)
Sør-Norge	0.0091 (0.0068)	-0.0020 (0.0034)	0.0060 (0.0079)	-0.0020 (0.0018)	-0.0004 (0.0046)	-0.0081 (0.0053)	0.0286 (0.0264)
Vest-landet	0.0140** (0.0050)	0.0009 (0.0025)	-0.0035 (0.0062)	-0.0025* (0.0013)	0.0034 (0.0040)	-0.0031 (0.0045)	0.0210 (0.0219)
Midt-Norge	0.0060 (0.0059)	-0.0007 (0.0029)	0.0024 (0.0069)	-0.0054** (0.0018)	0.0033 (0.0043)	-0.0025 (0.0051)	0.0393 (0.0240)
Nord-Norge	0.0055 (0.0066)	0.0000 (0.0032)	0.0043 (0.0077)	-0.0067** (0.0023)	0.0063 (0.0046)	-0.0053 (0.0063)	0.0156 (0.0260)
AMT	-0.0021** (0.0004)	-0.0006** (0.0002)	-0.0011* (0.0005)	-0.0004** (0.0001)	-0.0004* (0.0002)	-0.0004 (0.0003)	-0.0033* (0.0015)
Mannens AMT	-0.0004 (0.0006)	0.0000 (0.0003)	-0.0018** (0.0007)	0.0000 (0.0002)	-0.0006 (0.0003)	-0.0007 (0.0005)	0.0011 (0.0019)
Kvinnens inntekt	-0.0006** (0.0001)	-0.0001** (0.0000)	0.0000 (0.0001)	-0.0001** (0.0000)	-0.0001 (0.0001)	-0.0010** (0.0001)	-0.0032** (0.0004)
Mann tr. eller >67	0.0023 (0.0063)	0.0029 (0.0029)	0.0164* (0.0071)	0.0016 (0.0018)	0.0046 (0.0031)	-0.0063 (0.0053)	0.0054 (0.0219)
Alders-differanse	0.0004 (0.0005)	0.0001 (0.0002)	0.0002 (0.0006)	0.0000 (0.0001)	-0.0001 (0.0003)	0.0001 (0.0004)	-0.0003 (0.0018)
Utd.-differanse	0.0004 (0.0007)	0.0005 (0.0004)	-0.0008 (0.0009)	0.0003 (0.0002)	-0.0012** (0.0005)	0.0012* (0.0006)	0.0039 (0.0028)
Ant. obs.	560	177	641	95	206	402	125
Log L.	-5806.0			-7169.6			-1504.1
Pseudo R ²	0.0648			0.0581			0.0866

(* betyr signifikant ved et 5% nivå, ** ved et 1% nivå.)

5. OPPSUMMERING

I denne rapporten hadde jeg som utgangspunkt å finne ut hvordan ektefellen tilpasser seg dersom hovedforsørgeren opplever en uventet nedgang i yrkesdeltakelsen. Jeg valgte å rette fokuset mot gifte kvinners tilpasning, gitt en eksogen endring i mannens deltakelse, ettersom det i de fleste tilfeller er han som blir sett på som hovedforsørgeren. I kapittel 2 tok jeg i bruk et nytteteoretisk rammeverk, for å analysere om det er grunnlag for å hevde at konen vil øke sin yrkesdeltakelse ("added worker"-effekten) eller ikke. I den kooperative tilnærmingen i kapittel 2.1.1, fant jeg teoretisk støtte for hypotesen om at "added worker"-effekten eksisterer. Det ble her vist at husholdningens budsjett vil bli redusert når mannen jobber mindre, og at dette får konen til å gjøre det motsatte slik at hun kompenserer for inntektsredueringen. Så langt, har jeg fulgt den tradisjonelle fremgangsmåten innenfor den empiriske litteraturen som tar for seg "added worker"-effekten. Men i og med at jeg også tar for meg en ikke-kooperativ tilnærming, avviker jeg noe fra denne tradisjonen. Selv om mannens innvirkning på konen ble noe mer usikker enn i det forrige tilfellet, kunne jeg, ved å ta visse forbehold, også her vise at ektefellene kan tenkes å ha en avløsende yrkesatferd.

Etter å ha gjennomgått det økonometriske modellapparatet, ble den empiriske analysen gjennomført i kapittel 4. Først ble det foretatt en statistisk undersøkelse av utvalget vha. krysstabeller. Her ble det avdekket en generell inntektsforskjell mellom gifte menn og kvinner, dvs. at de førstnevnte tjener i snitt mer enn det de sistnevnte gjør. I tillegg ser det ut til at flere menn enn kvinner tar høyere utdanning (≥ 17 normerte studieår, noe som tilsvarer studium på hovedfags- eller forskernivå). Det er verdt å merke seg at datamaterialet gjelder for årene 1989 – 1995, slik at utdanningsforskjellen kan tenkes å være mindre i dag. Til tross for disse forskjellene, fant jeg en tendens til at ektefellene innbyrdes er like mhp. alder, utdanning, inntektsnivå, og til og med yrkesdeltakelse. En videre undersøkelse gav det funnet at gifte kvinner er tilbøyelige til å foreta både en økning og en reduisering av yrkesdeltakelsen, dersom mannen opplevde en sterk økning eller reduisering i den reelle fjorårsinntekten. (Inntekten, dvs. den pensjongsgivende, blir brukt som mål på hvor mye et individ jobber.) Det kan altså virke som at ektepar er heterogene når det gjelder atferden i arbeidsmarkedet: På den ene siden er det en overrepresentasjon innenfor en rekke kategorier hvor konen endrer yrkesdeltakelsen motsatt av retningen på ektefellens tilpasning. På den andre siden, finner jeg det samme der

hvor hun tilpasser seg likt. I hovedanalysen ble det benyttet en multinomisk logit-modell. Ved hjelp av denne, ble det foretatt en analyse av hvordan mannens pensjonsgivende inntekt påvirker kvinnens yrkesdeltakelse. Mannens inntekt ble også her brukt som en indikator på hvor mye han jobber. Utvalget ble delt inn i fem grupper, og for hver av disse ble den samme logit-modellen benyttet til å estimere sannsynligheten for å havne i kategoriene *heltid*, *deltid*, *arbeidsledig*, *trygdet* og *annet*. Inndelingen av de fem gruppene ble gjort på grunnlag av kategoritilhørigheten i perioden før. 25 sett med marginaleffekter ble altså estimert, og i bare ett av disse ble mannens inntekt funnet til å ha en signifikant marginaleffekt: Effekten på sannsynligheten for å foreta en endring fra tilstanden *trygdet* til *arbeidsledig*. I tillegg til *mannens inntekt*, ble 19 kontrollvariabler brukt. Av disse var det variablene *kvinnens inntekt* (egeninntekt), *arbeidsmarkedstilknytning*, *utdanningsnivå*, *nyfødt* og *antall barn under 11 år* som ble funnet til å være mest signifikante. (*Kvinnens inntekt* blir i min undersøkelse brukt som en indikator på hennes kvalifikasjoner i yrkeslivet.) De tre førstnevnte har en gjennomgående positiv effekt på kvinnens yrkesdeltakelse, mens det motsatte gjelder for de siste (negativ marginaleffekt). Det kan altså se ut som at gifte kvinner ikke lar seg påvirke av mannens tilpasning i arbeidsmarkedet, når de tar beslutninger om sin egen tilpasning. Det som imidlertid ser ut til å ha en påvirkning, er egne ressurser og tilstedeværelsen av småbarn.

Det kan være mange årsaker til at det ikke ser ut til å eksistere noen innbyrdes sammenheng mellom ektefellers grad av yrkesdeltakelse. Én forklaring kan være at mange har en rekke egenskaper felles ("assortative mating"), noe jeg fant empirisk bevis for i tabellene 4.1 – 4.3. Dette fører til at de tilpasser seg likt i arbeidsmarkedet, noe jeg også fant indikasjoner på i tabell 4.4. Dersom én gruppe ektepar har denne atferden, mens en annen gruppe tilpasser seg ulikt, noe jeg fant tegn til i tabell 4.6, vil disse effektene kunne utligne hverandre slik at den totale effekten av mannens yrkesdeltakelse blir lik null (insignifikant). Funnet som er gjort i hovedanalysen, kan også forklares med at mange ektefeller er komplementære i fritiden, dvs. at de har høy preferanse for å tilbringe fritiden sin sammen. Som jeg nevnte i innledningskapittelet, vil dette føre til at de også blir like mhp. arbeidstilbudet. Dersom mannen jobber mindre/ mer, vil han får mer/ mindre fritid. Dersom det gifte paret er komplementære i fritiden, vil sannsynligheten for at konen også foretar den samme endringen i arbeidstilbudet, gå opp. I likhet med resultatet av "assortative mating", vil dette kunne ha en motvirkende påvirkningskraft, slik at en eventuell AWE ikke vil bli avdekket.

Uansett årsak, må jeg konkludere med at norske ektepar ser ut til å være heterogene mhp. tilpasningen i yrkeslivet. Det blir funnet tegn til ”added worker”-effekten blant en del av disse, mens det motsatte blir funnet for andre, nemlig at ektefellene har en komplementær adferd. Men ut i fra de funn som er blitt gjort i denne rapporten, går det ikke an å si at det er noen statistisk sammenheng mellom norske ektefellers yrkesdeltakelse. I forbindelse med dette resultatet er det viktig å huske på at Norge har et godt utbygget trygdesystem, slik at svingningene i en gitt husholdnings økonomi ikke blir så store i perioder hvor ektemannen går inn i eller ut av en tilstand som arbeidsledig eller ufør. Konen vil dermed få mindre insentiver til å endre sitt arbeidstilbud. Som det ble nevnt i innledningen, har norske kvinner hatt en stor fremgang i yrkeslivet de siste 30 år. Det kan derfor tenkes at disse hustruene er blitt mer lik ektemennene, ved at de tenker mer på sin egen yrkeskarrière enn de gjorde før. Gitt at de tenker langsiktig, vil det dermed ha lite å si om mannen er hjemme eller ikke.

Litteraturliste

- Aldrich, J.H. & Nelson, F.D. (1984): *Linear Probability, Logit, and Probit Models*. I serien: *Quantitative Applications in the Social Sciences*. Sage Publications, Inc., USA.
- Cooke, K. (1987): "The Withdrawal from Paid Work of the Wives of Unemployed Men: A Review of Research." *Journal of Social Politics* 16, 371-382.
- Davies, R.B., Elias, P. & Penn, R. (1992): "The Relationship between a Husband's Unemployment and his Wife's Participation in the Labour Force" *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 54, 145-171.
- Ercolani, M.G. & Jenkins, S.P. (1999): *The Labour Force Participation of Women Married to Unemployed Men: Is there an added worker effect in Britain?* Institute for Labour Research, University of Essex, England.
- Fomby, T.B., Hill, R.C. & Johnson, S.R. (1984): *Advanced Econometric Methods*. Springer-Verlag, New York.
- Giannelli, G. & Micklewright, J. (1995): "Why Do Women Married to Unemployed Men Have Low Participation Rates?" *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 57, 471-486.
- Greene, W. H. (1997): *Econometric Analysis*. 3. Utgave. Prentice-Hall International, Inc., New Jersey.
- Griffiths, W.E., Hill, R.C. & Judge, G.G. (1993): *Learning and Practicing Econometrics*. John Wiley & Sons, Inc., New York.
- Konrad, K. A. & Lommerud, K. E. (1995): "Family Policy with Non-cooperative Families." *Scandinavian Journal of Economics* 97, 581-601.
- Lundberg, S. (1985): "The Added Worker Effect." *Journal of Labour Economics* 3, 11-37.

- Lundberg, S. (1988): "Labor Supply of Husbands and Wives: A Simultaneous Equations Approach." *Review of Economics and Statistics* 70, 224-235.
- Maloney, T. (1987): "Employment Constraints and the Labor Supply of Married Women." *Journal of Human Resources* 22, 51-61.
- Maloney, T. (1991): "Unobserved Variables and the Elusive Added Worker Effect." *Economica* 58, 173-187.
- Mare, R.D. (1991): "Five Decades of Educational Assortative Mating." *American Sociological Review* 56, 15-32.
- Martínes-Granado, M. (1998): *Added worker effect: The case of female labour force participation for the UK*. Hovedfagsoppgave, Departamento de economica, Universidad Carlos III de Madrid.
- McFadden, D. (1973): "Conditional Logit Analysis of Qualitative Choice Behavior", i P. Zarembka: *Frontiers in Econometrics*. Academic Press, New York.
- NSD (1997): "Rapport nr. 112: Introduksjon til KIRUT-databasen med kodebok", Bergen.
- Pencavel, J. (1998): "Assortative Mating by Schooling and the Work Behavior of Wives and Husbands." *American Economic Review* 88, 326-329.
- Spletzer, J.R. (1997): "Reexamining the added worker effect" *Economic Inquiry* 35, 417-427.
- SSB (1999): *Statistisk Årbok 1999*, Norge.
- SSB (1998): NOS Arbeidsmarkedsstatistikk 1996-1997.
- SSB (1998): Ukens statistikk nr. 50. Utdanningsstatistikk.

SSB (1997): NOS Befolkningsstatistikk. Hefte III.

SSB: NOS Tidsbruk og tidsorganisering 1970-90.

StataCorp. (1997): *Stata Statistical Software: Release 5.0*. Stata Press, USA.

Vagstad, S. (1999): *On Private Incentives to Acquire Household Production Skills*. Working Papers in Economics, No. 1499, Institutt for økonomi, Universitetet i Bergen.

Vedlegg 1: Diskret valg-modeller

Diskret valg-modeller passer på data der den avhengige variabelen har en diskret karakter, dvs. at individene i undersøkelsen står overfor et valg mellom ulike alternativer. Eksempler på dette er valg mellom å jobbe eller ikke, og mellom ulike grader av yrkesdeltakelse. I det første eksempelet passer en binomisk sannsynlighetsmodell best, mens det i det siste tilfellet er mest aktuelt med en multinomisk modell. Etersom jeg opererer med flere enn to valgalternativ, vil jeg derfor se på det multinomiske tilfellet.

Diskret valg-modeller kan motiveres ut i fra en stokastisk nytte-modell:

$$(1) \quad U_{ji} = a_{j0} + a_{j1} x_{i1} + \dots + a_{jK} x_{iK} + \varepsilon_{ji} = \mathbf{a}_j' \mathbf{x}_i + \varepsilon_{ji}$$

Dette ligningssettet beskriver den latente prosessen som ligger bak folks valg mellom forskjellige tilstander. Vi tenker oss altså at individ i oppnår en nytte, U_{ji} , forbundet med å være i kategori j , og at denne nytten er avhengig av et sett med forklaringsvariabler, \mathbf{x} . Feilledet kan begrunnes med usikkerhet i forbindelse med vurderingen av folks nytte.

Individ i velger den tilstanden som gir størst nytte. Selv om denne typen verdi er uobserverbar, kan det valgte alternativet observeres *ex post*:

$$(2) \quad Y_i = j \text{ dersom } U_{ji} > U_{hi} \text{ for alle tilstander } h \neq j.$$

Y er en diskret variabel som viser hvilket valg som er blitt gjort, derav navnet *diskret valg-modell*. Sannsynligheten for at alternativ j blir valgt, kan uttrykkes på følgende måte:

$$(3) \quad P_{ji} = \Pr(Y_i = j) = \Pr(U_{ji} > U_{hi}) \text{ for alle tilstander } h \neq j$$

Setter inn (1) i uttrykket ovenfor, og får:

$$(4) \quad P_{ji} = \Pr(\mathbf{a}_j' \mathbf{x}_i + \varepsilon_{ji} > \mathbf{a}_h' \mathbf{x}_i + \varepsilon_{hi}) = \Pr((\mathbf{a}_j - \mathbf{a}_h)' \mathbf{x}_i + \varepsilon_{ji} - \varepsilon_{hi} > 0)$$

Ved å definere at $\mathbf{b}_j = \mathbf{a}_j - \mathbf{a}_n$ og at $\varepsilon_{ji}^* = \varepsilon_{ji} - \varepsilon_{hi}$, får vi et enklere uttrykk. I tillegg ser vi at P_{ji} kan formuleres som sannsynligheten for at feilledet, ε_{ji}^* , er mindre enn en gitt verdi:

$$(5) \quad P_{ji} = \Pr(\mathbf{b}_j' \mathbf{x}_i + \varepsilon_{ji}^* > 0) = \Pr(\varepsilon_{ji}^* > -\mathbf{b}_j' \mathbf{x}_i) = \Pr(\varepsilon_{ji}^* < \mathbf{b}_j' \mathbf{x}_i) = F(\mathbf{b}_j' \mathbf{x}_i)$$

Merk at $\mathbf{b}_j' \mathbf{x}_i$ kan ses på som en nettonytte forbundet ved valg j . $F(\cdot)$ er en kumulativ fordelingsfunksjon som kan anta mange former, alt etter hvilken antakelse vi har om feilledet. Dersom vi antar at det er normalfordelt med forventning lik 0, vil F være det samme som den kumulative normalfordelingen. Vi får da en probit-modell. Forutsetter vi at ε_{ji}^* følger en logistisk fordeling hvor forventningen er lik 0, får vi en logit-modell.⁵² Jeg har valgt det siste, og modellen min er derfor gitt ved:

$$(6) \quad P_{ji} = \Pr(Y_i = j) = F(\mathbf{b}_j' \mathbf{x}_i) = \frac{e^{\mathbf{b}_j' \mathbf{x}_i}}{\sum_{k=0}^J e^{\mathbf{b}_k' \mathbf{x}_i}} = \Lambda(\mathbf{b}_j' \mathbf{x}_i)$$

Symbolet Λ står for den kumulative logistiske fordelingsfunksjonen, med $\mathbf{b}_j' \mathbf{x}_i$ som argument. Sannsynligheten for at individ i velger j , er med andre ord en funksjon av nettonytten som hun oppnår ved dette valget, og denne nytten kan ta alle verdier mellom $-\infty$ og ∞ . Den kumulative logistiske fordelingsfunksjonen har, i likhet med den kumulative normalfordelingen, den heldige egenskap at verdiene den antar er mellom 0 og 1. Disse verdiene vil bare oppnås dersom argumentet har hhv. en høy negativ verdi og en høy positiv verdi. Dersom $\mathbf{b}_j' \mathbf{x}_i$ er lik null, vil fordelingsfunksjonen få verdien 0.5. I tillegg vil summen av sannsynlighetene summere seg til 1:

$$(7) \quad \sum_{j=0}^J P_{ji} = 1$$

Resultatet ovenfor kan verifiseres ved å sette inn det spesifikke uttrykket i (6), og summere.

⁵² McFadden (1974) har vist at dette vil være tilfelle bare dersom ε_j i (1) er uavhengige og identisk ekstremverdifordelte (følger en Weibullfordeling).

Vedlegg 2: Estimering

Ikke-lineære sannsynlighetsmodeller estimeres ved bruk av "maximum likelihood"-estimeringsmetoden (MLE). Denne metoden går ut på å finne de koeffisienter som maksimerer sannsynligheten for å observere et gitt utvalg. MLE kan bare brukes viss det kan sies at vårt utvalg består av N uavhengige observasjoner (noe som vil være tilfelle dersom vi har et tilfeldig utvalg) og at $\mathbf{b}_j' \mathbf{x}_i$ følger en kjent fordeling. Disse kravene er tilfredsstilt i mitt tilfelle, og jeg kan derfor gå videre. Nedenfor vil jeg skritt for skritt gå gjennom hvordan estimeringen arter seg. Det første som må gjøres, er å formulere sannsynligheten for å observere "vårt" utvalg.

$$\text{La } d_{ji} = \begin{cases} 1 & \text{hvis } Y_i = j \\ 0 & \text{ellers} \end{cases}$$

$$i = 1, \dots, N \text{ og } j = 0, 1, 2, 3, 4$$

$$(8) L_i = \prod_{j=0}^4 P_{ji}^{d_{ji}}$$

Uttrykket ovenfor viser sannsynligheten for at individ i velger den tilstand (j) som hun faktisk har gjort, og kan derfor kalles den individuelle "likelihood"-funksjonen. Merk at dummyvariabelen d_{ji} får verdien 0 for de kategoriene som ikke er blitt valgt, slik at vi står igjen med én enkelt faktor, nemlig P_{ji} , hvor j er den valgte kategori. Som det snart skal vise seg, vil det være nyttig å omforme (8) på logaritmeform:

$$(9) \ln L_i = \sum_{j=0}^4 d_{ji} \ln P_{ji}$$

Vi er interesserte i å finne et uttrykk for sannsynligheten for å observere *hele* utvalget, ikke bare for enkeltindivid. Dette gjøres ved å multiplisere de individuelle "likelihood"-funksjonene med hverandre:

$$(10) L = L_1 \cdot L_2 \cdot \dots \cdot L_N = \prod_{i=1}^N L_i = \prod_{i=1}^N \prod_{j=0}^4 P_{ji}^{d_{ji}}$$

Det er standard prosedyre å omforme (10) på logaritmeform. Grunnen til dette er at uttrykket da blir lettere å jobbe med. Ettersom dette er en monotont økende funksjon, vil det settet med koeffisienter som maksimerer L også være dem som maksimerer $\ln L$. I (11) blir transformasjonen foretatt:

$$(11) \ln L = \ln(L_1 \cdot L_2 \cdot \dots \cdot L_N) = \sum_{i=1}^N \ln L_i = \sum_{i=1}^N \sum_{j=0}^4 d_{ji} \ln P_{ji}$$

Merk at jeg her har substituert (9) inn i summasjonsuttrykket. Dette uttrykket kalles ”log likelihood”-funksjonen, og er slik det står, på generell form. Ved å sette inn det spesifikke sannsynlighets-uttrykket, for deretter å gjøre noen matematiske forenklinger, vil vi ende opp med følgende ”log likelihood”-funksjon:⁵³

$$(12) \ln L = \sum_{i=1}^N \left[\sum_{j=1}^4 d_{ji} \mathbf{b}'_j \mathbf{x}_i - \ln \left(1 + \sum_{k=1}^4 e^{\mathbf{b}'_k \mathbf{x}_i} \right) \right]$$

Det siste skrittet i MLE består i å maksimere (12) mhp. koeffisientene, slik at vi får $K \times 4$ førsteordensbetingelser:⁵⁴

$$(13) \frac{\partial \ln L}{\partial \mathbf{b}_j} = \sum_{i=1}^N \left[d_{ji} - \frac{e^{\mathbf{b}'_j \mathbf{x}_i}}{1 + \sum_{k=1}^4 e^{\mathbf{b}'_k \mathbf{x}_i}} \right] \mathbf{x}_i = \sum_{i=1}^N [d_{ji} - P_{ji}] \mathbf{x}_i = 0 \quad \text{for } j = 1, 2, 3, 4$$

Ligningssystemet kan løses numerisk via PC, dvs. at vi lar dataprogrammet STATA regne ut løsningen for \mathbf{b}_j ved hjelp av en iterasjonsmetode.

⁵³ I vedlegg 2A vises mellomregningene som resulterer i overgangen fra (11) til (12).

⁵⁴ Husk at vi har normalisert ved å sette \mathbf{b}_0 lik $\mathbf{0}$.

Vedlegg 2A: Mellomregninger for log likelihoodfunksjonen.

Velger først å trekke ut det leddet som summerer for dem som valgte kategori nr. 0:

$$\ln L = \sum_{i=1}^N \sum_{j=0}^4 d_{ji} \ln P_{ji} = \sum_{i=1}^N d_{0i} \ln P_{0i} + \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^4 d_{ji} \ln P_{ji}$$

Setter så inn for P_{ji} i tilfellet hvor $j = 0$, og hvor $j \neq 0$, og regner ut:

$$\begin{aligned} \ln L &= \sum_{i=1}^N -d_{0i} \ln \left(1 + \sum_{k=1}^4 e^{\mathbf{b}'_k \mathbf{x}_i} \right) + \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^4 d_{ji} \left[\mathbf{b}'_j \mathbf{x}_i - \ln \left(1 + \sum_{k=1}^4 e^{\mathbf{b}'_k \mathbf{x}_i} \right) \right] \\ &= \sum_{i=1}^N \left\{ \sum_{j=1}^4 d_{ji} \left[\mathbf{b}'_j \mathbf{x}_i - \ln \left(1 + \sum_{k=1}^4 e^{\mathbf{b}'_k \mathbf{x}_i} \right) \right] - d_{0i} \ln \left(1 + \sum_{k=1}^4 e^{\mathbf{b}'_k \mathbf{x}_i} \right) \right\} \\ &= \sum_{i=1}^N \left[\sum_{j=1}^4 d_{ji} \mathbf{b}'_j \mathbf{x}_i - \sum_{j=1}^4 d_{ji} \ln \left(1 + \sum_{k=1}^4 e^{\mathbf{b}'_k \mathbf{x}_i} \right) - d_{0i} \ln \left(1 + \sum_{k=1}^4 e^{\mathbf{b}'_k \mathbf{x}_i} \right) \right] \\ &= \sum_{i=1}^N \left[\sum_{j=1}^4 d_{ji} \mathbf{b}'_j \mathbf{x}_i - \ln \left(1 + \sum_{k=1}^4 e^{\mathbf{b}'_k \mathbf{x}_i} \right) \left(\sum_{j=1}^4 d_{ji} + d_{0i} \right) \right] \\ &= \sum_{i=1}^N \left[\sum_{j=1}^4 d_{ji} \mathbf{b}'_j \mathbf{x}_i - \ln \left(1 + \sum_{k=1}^4 e^{\mathbf{b}'_k \mathbf{x}_i} \right) \right] \end{aligned}$$

Dersom vi summerer over j for dummyvariablene til individ i , vil vi få verdien 1. I den nest nederste ligningen, vil den andre faktoren i det siste leddet derfor forsvinne, slik at vi får et enklere uttrykk. Intuisjonen bak dette er at hvert individ bare kan velge én kategori. Den tilhørende dummyen vil være lik 1, mens resten får verdien 0. Derfor vil summen bli lik 1.

Vedlegg 3: Utledning av marginaleffektene.

$$\frac{\partial P_j}{\partial \mathbf{x}} = \frac{\mathbf{b}_j e^{\mathbf{b}'_j \mathbf{x}} \sum_{k=0}^4 e^{\mathbf{b}'_k \mathbf{x}} - e^{\mathbf{b}'_j \mathbf{x}} \sum_{k=0}^4 \mathbf{b}_k e^{\mathbf{b}'_k \mathbf{x}}}{\left(\sum_{k=0}^4 e^{\mathbf{b}'_k \mathbf{x}} \right)^2} = P_j \left[\frac{\mathbf{b}_j \sum_{k=0}^4 e^{\mathbf{b}'_k \mathbf{x}} - \sum_{k=0}^4 \mathbf{b}_k e^{\mathbf{b}'_k \mathbf{x}}}{\sum_{k=0}^4 e^{\mathbf{b}'_k \mathbf{x}}} \right] = P_j \left[\mathbf{b}_j - \sum_{k=0}^4 P_k \mathbf{b}_k \right]$$

Det er dermed bevist at marginaleffekten kan uttrykkes som i (7) i kapittel 3.

Vedlegg 4: Korrelasjonsmatrisen for hele utvalget.⁵⁵

	Innt., mannen	Utdan- ning	Ant. brn<11	Nyfødt	Alder	Bosetn. tetthet	Ledig- het	Øst- landet	Hed. & Oppl.
Innt., mannen	1,00								
Utdanning	0,21	1,00							
Ant. barn<11	0,06	0,22	1,00						
Nyfødt	0,00	0,12	0,33	1,00					
Alder	-0,05	-0,27	-0,58	-0,29	1,00				
Bosetningstett.	0,20	0,14	-0,03	0,02	-0,02	1,00			
Ledighet	-0,07	-0,05	-0,01	-0,01	0,02	-0,11	1,00		
Østlandet	-0,01	-0,01	-0,02	0,00	-0,02	0,09	-0,02	1,00	
Hed. & Oppl.	-0,09	-0,05	-0,02	-0,01	0,02	-0,26	0,02	-0,13	1,00
Sør-Norge	-0,04	0,00	0,01	0,00	-0,02	-0,02	0,13	-0,15	-0,11
Vestlandet	0,05	-0,03	0,04	0,02	-0,02	-0,03	-0,06	-0,23	-0,16
Midt-Norge	-0,07	-0,03	0,01	-0,01	0,00	-0,14	0,15	-0,18	-0,13
Nord-Norge	-0,06	-0,04	0,00	-0,01	0,01	-0,07	0,17	-0,14	-0,10
AMT	0,03	0,10	-0,23	-0,14	0,39	0,08	-0,02	0,00	0,03
AMT, mannen	0,03	-0,33	-0,50	-0,31	0,77	-0,07	0,06	0,01	0,03
Innt., kvinnen	0,07	0,35	-0,19	0,00	0,05	0,12	-0,05	-0,04	-0,03
Mann tr./ >67	-0,31	-0,14	-0,12	-0,04	0,20	-0,06	0,03	0,02	0,04
Aldersdiff.	-0,12	-0,10	-0,03	-0,01	-0,02	-0,05	0,02	0,01	0,00
Utd.diff.	0,21	-0,35	-0,03	-0,04	0,10	0,10	-0,02	-0,02	-0,05

	Sør- Norge	Vest- landet	Midt- Norge	Nord- Norge	AMT	AMT, mannen	Innt., kvinnen	Mann tr./ >67	Alders- diff.
Sør-Norge	1,00								
Vestlandet	-0,18	1,00							
Midt-Norge	-0,15	-0,22	1,00						
Nord-Norge	-0,11	-0,17	-0,14	1,00					
AMT	-0,07	-0,05	-0,02	0,00	1,00				
AMT, mannen	-0,01	-0,02	0,01	0,02	0,39	1,00			
Kvinnens innt.	-0,08	-0,04	-0,03	0,04	0,51	0,04	1,00		
Mann tr./ >67	0,01	-0,03	0,00	0,01	0,01	0,08	-0,04	1,00	
Aldersdiff.	-0,01	-0,02	0,02	0,03	-0,10	0,18	-0,05	0,17	1,00
Utd.diff.	0,00	0,02	0,01	-0,03	-0,04	0,02	-0,15	-0,08	-0,05

⁵⁵ I denne korrelasjonsmatrisen har jeg valgt å utelate variabelen Alder². Merk at verdiene i tabellen gjelder for hele utvalget, og at det vil være noen små avvik for de ulike gruppene med individer. Men uansett delutvalg vil det ikke være noen verdier som er større enn 0.8.

Vedlegg 5: Marginaleffekter for endringer til og fra trygdet.

	<i>Trygdet-Deltid</i>	<i>Trygdet-Arbeidsl.</i>	<i>Trygdet-Trygdet</i>	<i>Trygdet-Annet</i>	<i>Deltid-Trygdet</i>	<i>Arbeidsl.-Trygdet</i>	<i>Annet-Trygdet</i>
Mannens inntekt	8.4E-05 (3.4E-04)	3.0E-04* (1.2E-04)	-5.2E-04 (3.3E-04)	4.6E-05 (6.8E-05)	-4.2E-05 (4.8E-05)	-1.0E-04 (2.0E-04)	-1.7E-05 (1.7E-05)
Utd.nivå (år)	0.0153* (0.0070)	-0.0050 (0.0032)	-0.0004 (0.0067)	-0.0023 (0.0017)	-0.0017 (0.0011)	0.0020 (0.0048)	-0.0009 (0.0005)
Ant. barn < 11 år	0.0559** (0.0180)	-0.0129 (0.0075)	0.0000 (0.0173)	0.0060 (0.0036)	-0.0044 (0.0026)	-0.0123 (0.0094)	-0.0017 (0.0009)
Nyfødt	0.1057** (0.0405)	0.0188 (0.0158)	-0.3029** (0.0432)	0.0290** (0.0091)	-0.0250* (0.0103)	-0.0533 (0.0332)	-0.0038 (0.0037)
Alder	-0.0110 (0.0150)	0.0063 (0.0062)	0.0085 (0.0143)	-0.0069* (0.0028)	-0.0095** (0.0020)	-0.0070 (0.0064)	-0.0005 (0.0008)
Alder ²	2.5E-04 (1.7E-04)	-1.0E-04 (7.4E-05)	-1.5E-04 (1.6E-04)	9.8E-05** (3.2E-05)	1.1E-04** (2.2E-05)	5.5E-05 (7.6E-05)	-6.9E-08 (9.2E-06)
Bosetn.-tetthet	-0.0042 (0.0055)	-0.0002 (0.0021)	0.0088 (0.0052)	-0.0022* (0.0011)	0.0000 (0.0008)	0.0001 (0.0030)	0.0004 (0.0003)
Ledighet	-0.7879 (0.7436)	0.6150* (0.2830)	1.2874 (0.6969)	-0.2933 (0.1581)	0.0711 (0.1086)	-0.0469 (0.3639)	-0.0136 (0.0412)
Østlandet	0.0684 (0.0461)	0.0161 (0.0180)	-0.0100 (0.0399)	0.0027 (0.0086)	0.0010 (0.0069)	-0.0385 (0.0225)	-0.0018 (0.0028)
Hedmark & Oppl.	0.0964 (0.0557)	-0.0014 (0.0241)	-0.0092 (0.0497)	-0.0063 (0.0110)	0.0009 (0.0083)	-0.0286 (0.0289)	0.0026 (0.0030)
Sør-Norge	0.1680** (0.0521)	-0.0111 (0.0233)	-0.0986* (0.0490)	0.0029 (0.0104)	0.0059 (0.0074)	-0.0481 (0.0301)	0.0006 (0.0028)
Vest-landet	0.1190** (0.0452)	0.0177 (0.0184)	-0.0755 (0.0422)	-0.0072 (0.0095)	-0.0052 (0.0068)	-0.0539* (0.0233)	0.0001 (0.0025)
Midt-Norge	0.0772 (0.0496)	-0.0235 (0.0222)	-0.0682 (0.0444)	0.0019 (0.0093)	0.0004 (0.0074)	-0.0644* (0.0261)	0.0003 (0.0029)
Nord-Norge	0.0828 (0.0546)	0.0172 (0.0213)	-0.0900 (0.0506)	-0.0071 (0.0124)	0.0012 (0.0084)	-0.0229 (0.0248)	0.0008 (0.0035)
AMT	-0.0064* (0.0031)	-0.0014 (0.0013)	-0.0028 (0.0028)	-0.0006 (0.0006)	-0.0007 (0.0004)	0.0025 (0.0016)	0.0002 (0.0002)
Mannens AMT	0.0030 (0.0045)	-0.0001 (0.0017)	0.0047 (0.0042)	0.0004 (0.0009)	-0.0015* (0.0006)	-0.0014 (0.0021)	0.0003 (0.0003)
Kvinnens inntekt	-0.0031** (0.0006)	-0.0011** (0.0002)	-0.0039** (0.0005)	-0.0008** (0.0001)	0.0003** (0.0001)	-0.0003 (0.0003)	0.0007** (0.0001)
Mann tr. eller >67	-0.0471 (0.0420)	0.0340* (0.0146)	0.0894* (0.0360)	0.0051 (0.0075)	0.0098 (0.0063)	0.0200 (0.0222)	0.0028 (0.0023)
Alders-differanse	-0.0003 (0.0040)	0.0015 (0.0014)	-0.0055 (0.0036)	0.0005 (0.0007)	0.0006 (0.0005)	0.0002 (0.0019)	0.0000 (0.0002)
Utd.-differanse	0.0024 (0.0061)	-0.0037 (0.0026)	0.0002 (0.0058)	0.0023 (0.0012)	-0.0007 (0.0009)	-0.0049 (0.0034)	-0.0002 (0.0004)
Ant. obs.	480	94	450	68	481	71	51
Log L.	-1977.3			-7169.6		-1504.1	-2780.4
Pseudo R ²	0.1417			0.0581		0.0866	0.1635

(* betyr signifikant ved et 5% nivå, ** ved et 1% nivå.)

Vedlegg 6: Resten av marginaleffektene.

	<i>Deltid- Deltid</i>	<i>Arbeidsl- Deltid</i>	<i>Arbeidsl- Arbeidsl.</i>	<i>Annet- Annet</i>
Mannens inntekt	5.9E-05 (7.9E-05)	5.2E-04 (3.6E-04)	-7.9E-04 (4.3E-04)	1.3E-04 (8.8E-05)
Utd.nivå (år)	-0.0033 (0.0019)	-0.0120 (0.0101)	-0.0066 (0.0111)	-0.0045 (0.0030)
Ant. barn < 11 år	0.0151** (0.0044)	0.0128 (0.0195)	0.0057 (0.0228)	0.0155** (0.0052)
Nyfødt	-0.0289 (0.0154)	-0.0039 (0.0566)	0.0883 (0.0671)	0.0587** (0.0209)
Alder	0.0177** (0.0040)	-0.0178 (0.0146)	0.0024 (0.0163)	-0.0032 (0.0055)
Alder ²	-1.5E-04** (4.5E-05)	1.5E-04 (1.7E-04)	1.4E-05 (1.9E-04)	1.4E-04* (6.3E-05)
Bosetn.-tetthet	0.0008 (0.0014)	-0.0059 (0.0055)	0.0075 (0.0064)	0.0069** (0.0020)
Ledighet	-0.1773 (0.1927)	-0.0616 (0.7495)	2.3024** (0.8563)	0.5069 (0.2778)
Østlandet	0.0199 (0.0122)	0.0573 (0.0562)	0.0291 (0.0620)	-0.0052 (0.0172)
Hedmark & Oppl.	0.0293 (0.0150)	0.0391 (0.0683)	-0.0100 (0.0756)	0.0423 (0.0225)
Sør-Norge	0.0294* (0.0136)	0.0909 (0.0652)	-0.0976 (0.0741)	-0.0020 (0.0188)
Vest-landet	0.0105 (0.0115)	0.0721 (0.0549)	-0.0210 (0.0608)	-0.0043 (0.0163)
Midt-Norge	0.0097 (0.0130)	0.0670 (0.0588)	0.0184 (0.0649)	-0.0209 (0.0189)
Nord-Norge	-0.0027 (0.0147)	0.0214 (0.0646)	-0.0335 (0.0706)	-0.0180 (0.0239)
AMT	0.0017* (0.0007)	0.0052 (0.0032)	-0.0064 (0.0036)	-0.0059** (0.0010)
Mannens AMT	0.0011 (0.0012)	0.0031 (0.0048)	0.0075 (0.0053)	-0.0032 (0.0017)
Kvinnens inntekt	0.0005* (0.0002)	0.0005 (0.0007)	-0.0003 (0.0008)	-0.0122** (0.0007)
Mann tr. eller >67	-0.0127 (0.0126)	0.0173 (0.0497)	-0.0010 (0.0556)	-0.0042 (0.0192)
Alders-differanse	-0.0004 (0.0010)	0.0023 (0.0040)	-0.0007 (0.0045)	0.0023 (0.0016)
Utd.-differanse	-0.0016 (0.0015)	0.0006 (0.0067)	0.0067 (0.0075)	0.0000 (0.0022)
Ant. obs.	9236	265	488	4002
Log L.	-7169.6		-1504.1	-2780.4
Pseudo R ²	0.0581		0.0866	0.1635

(* betyr signifikant ved et 5% nivå, ** ved et 1% nivå.)

De data som benyttes i denne rapporten er hentet fra Arbeidsdirektoratet, Rikstrygdeverket og Statistisk sentralbyrå. Norsk samfunnsvitenskapelig datatjeneste (NSD) har tilrettelagt dataene i KIRUT-databasen. Ingen av de ovennevnte institusjonene er ansvarlig for de analyser eller tolkninger som er gjort her.