

Dobbeltarbeidshypotesen – gir omsorg for barn økt sykefravær blant yrkesaktive kvinner?

av

Ingeborg Forthun

Masteroppgave

Masteroppgaven er levert for å fullføre graden

Master i samfunnsøkonomi

Universitetet i Bergen, Institutt for økonomi

Juni 2011

UNIVERSITETET I BERGEN



Forord

En stor takk rettes til Astrid Grasdahl og Espen Bratberg for meget god og inspirerende veiledning. Det var Astrid Grasdahl som gav meg forslaget til denne oppgaven. Takk for at du alltid har vært tilgjengelig for spørsmål, for alle gode kommentarer og råd. Takk til Espen for nyttige innspill og hjelp med analysen.

Data som er benyttet i analysen er hentet fra forløpsdatabasen (FD-Trygd) og tilrettelagt for forskning av Statistisk sentralbyrå. Statistisk sentralbyrå er ikke ansvarlig for de analyser og tolkninger som er gjort her.

Ingeborg Forthun

Ingeborg Forthun, Bergen 2. juni 2011

Sammendrag

Dobbeltarbeidshypotesen

– gir omsorg for barn økt sykefravær blant yrkesaktive kvinner?

av

Ingeborg Forthun, Master i samfunnsøkonomi

Universitetet i Bergen, 2011

Veiledere: Astrid Grasdal og Espen Bratberg

Formålet med denne oppgaven er å undersøke om en kombinasjon av store familieforpliktelser (målt ved antall barn) og høy yrkesdeltakelse gir økt sykefravær blant norske kvinner. I litteraturen er dette omtalt som dobbeltarbeidshypotesen. Det er gjort få studier på dobbeltarbeidshypotesen i Norge og resultatene fra tidligere studier gir lite støtte til hypotesen. En viktig metodisk utfordring er å undersøke om det finner sted en seleksjonsprosess, ved at de kvinnene som finner dobbeltarbeid mest problematisk trekker seg delvis eller helt ut av arbeidsmarkedet. Dette vil i så fall gi en underestimert effekt av antall barn på sykefraværet.

I oppgaven benyttes data fra forløpsdatabasen (FD-Trygd). Datamaterialet er tilrettelagt for forskning av Statistisk sentralbyrå. Utvalget består av et panel kvinner født mellom 1953-1968, som følges fra 1993-2006. I den deskriptive analysen finner vi en negativ sammenheng mellom antall barn og sykefravær blant yrkesaktive kvinner. Samtidig finner vi at kvinner reduserer sin yrkesdeltakelse ved økende antall barn. I den økonometriske analysen estimeres både sannsynligheten for å ha et sykepengetilfelle og antall erstattede sykefraværsdager. For å ta hensyn til uobserverbar heterogenitet mellom individene estimeres en fast effekt modell. Statistikkprogrammet STATA 11 er brukt i beregningene. Resultatene viser at sykefraværet avtar med antall barn under 18 år. Antall barn under 6 år har en positiv effekt på antall erstattede sykefraværsdager, når vi tar hensyn til uobserverbar heterogenitet mellom individene. Videre finner vi at kvinner som kombinerer en fulltidsjobb med omsorg for barn, er en selektert gruppe kjennetegnet ved noen uobserverbare egenskaper som gir dem høyere sannsynlighet for å arbeide fulltid og lavere sannsynlighet for å ha erstattet sykefravær.

Innholdsfortegnelse

Forord.....	ii
Sammendrag.....	iii
Innholdsfortegnelse.....	iv
Tabeller*.....	vi
Figurer*.....	vii
1 Innledning.....	1
1.1 Oppgavens videre oppbygging.....	4
2 Teoretisk bakgrunn og tidligere studier.....	5
2.1 Kvinners arbeidstilbud og tilpasning i husholdningen.....	5
2.1.1 Den neoklassiske arbeidstilbudsmodellen.....	5
2.1.2 Utvidelse av arbeidstilbudsmodellen med husholdningssektor.....	9
2.1.3 Sosialforsikring.....	12
2.1.4 Familiepolitikk.....	14
2.2 Tidligere studier på dobbeltarbeidshypotesen.....	17
2.2.1 Metodiske utfordringer.....	17
2.2.2 Norske studier.....	19
2.2.3 Studier fra andre land.....	21
3 Helserelaterte trygdeytelser.....	25
3.1 Sykelønnsordningen.....	25
3.1.1 Sykepenger.....	25
3.1.2 Arbeidsavklaringspenger.....	26
3.1.3 Uførepensjon.....	26
4 Økonometrisk modell.....	28
4.1 Paneldata.....	28
4.2 Vanlig minste kvadraters metode.....	28
4.3 Paneldatamodeller med lineær avhengig variabel.....	29
4.4 Paneldatamodeller med diskret avhengig variabel.....	31
4.4.1 Logitmodellen.....	32
4.4.2 Fast effekt logitmodellen.....	32
4.5 Seleksjon.....	33

4.5.1	Test for seleksjon	34
5	Data	35
5.1	Datamaterialet.....	35
5.2	Variablene i analysen	36
5.2.1	Avhengige variabler	36
5.2.2	Forklaringsvariabler	37
5.2.3	Deskriptiv statistikk etter arbeidstid og antall barn.....	41
6	Deskriptiv analyse.....	46
6.1	Sysselsetting, omsorgsansvar og sykefravær	46
6.2	Oppsummering	54
7	Regresjonsresultater	56
7.1	Estimering av fraværssannsynlighet.....	56
7.2	Estimering av antall erstattede sykepengedager.....	63
7.3	Resultater fra test for seleksjon	67
7.4	Oppsummering	68
8	Diskusjon.....	70
	Litteraturliste	74
	Appendiks A: Utvalget ved tilrettelegging	80
	Appendiks B: Deskriptiv statistikk over de uavhengige variablene	81
	Appendiks C: Resultater fra estimering av modellene.....	83
	Appendiks D: Marginaleffekter i fast effekt logitmodellen.....	90

Tabeller*

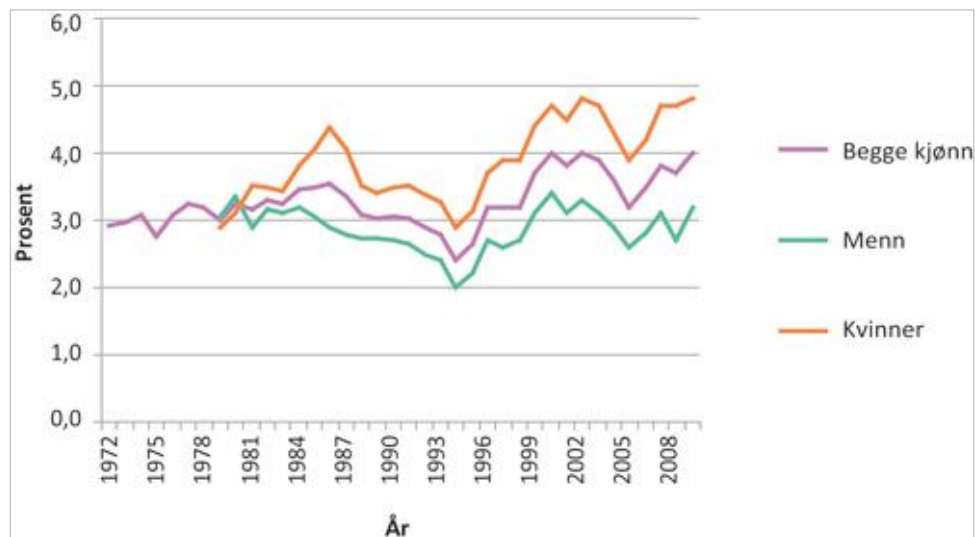
Tabell 5.1: Gjennomsnittsverdier med standardavvik i parentes for utvalgte variabler etter arbeidstid og antall barn, 1993-2006.	42
Tabell 6.1: Gjennomsnittlig antall erstattede sykedager per sysselsatt og prosentandel med erstattede sykefraværsdager etter antall barn.	49
Tabell 6.2: Prosentandel som er sysselsatt og prosentandel som arbeider fulltid og deltid etter antall barn.	49
Tabell 6.3: Prosentandel som arbeider kort deltid (arbeidstid=1), lang deltid (arbeidstid=2) og fulltid (arbeidstid=3) etter antall barn.	50
Tabell 6.4: Gjennomsnittlig antall erstattede sykedager og prosentandel med erstattede sykefraværsdager etter arbeidstid og antall barn.	52
Tabell 6.5: Gjennomsnittlig antall erstattede sykedager og prosentandel med erstattede sykefraværsdager etter arbeidstid og antall barn.	52
Tabell 7.1: Resultater fra estimering av sannsynligheten for å ha et sykepengetilfelle (<i>syk</i>). ..	58
Tabell 7.2: Resultater fra estimering av antall erstattede sykefraværsdager (<i>sykedager</i>).	64
Tabell A.1: Utvalget ved tilrettelegging	80
Tabell B.1: Deskriptiv statistikk over de uavhengige variablene i analysen.	81
Tabell C.1: Resultater fra estimering av sannsynligheten for et sykepengetilfelle (<i>syk</i>) for hele utvalget.	83
Tabell C.2: Resultater fra estimering av antall erstattede sykefraværsdager (<i>sykedager</i>) for hele utvalget.	83
Tabell C.3: Resultater fra estimering av sannsynligheten for å ha et sykepengetilfelle (<i>syk</i>) for gifte og ugifte ¹	84
Tabell C.4: Resultater fra estimering av sannsynligheten for å ha et sykepengetilfelle (<i>syk</i>) for deltids- og fulltidsansatte ¹	85
Tabell C.5: Resultater fra estimering av sannsynligheten for å ha sykepengetilfelle (<i>syk</i>) for de som arbeider i offentlig og privat sektor ¹	86
Tabell C.6: Resultater fra estimering av antall erstattede sykefraværsdager (<i>sykedager</i>) for gifte og ugifte.	87
Tabell C.7: Resultater fra estimering av antall erstattede sykefraværsdager (<i>sykedager</i>) for deltids- og fulltidsansatte.	88
Tabell C.8: Resultater fra estimering av antall erstattede sykefraværsdager (<i>sykedager</i>) for offentlig og privat sektor.	89

Figurer*

Figur 1.1: Sykefraværspersent etter kjønn basert på arbeidskraftsundersøkelsen. Årsgjennomsnitt 1972 - 2009. Kilde: Statistisk sentralbyrå.....	1
Figur 2.1: Godekombinasjonen av konsum og fritid som gir optimal tilpasning.	7
Figur 6.1: Gjennomsnittlig antall erstattede sykedager (søyler) og prosentandel med erstattede sykefraværsgdager (kurve) i utvalget for yrkesaktive kvinner, 1993-2006.	46
Figur 6.2: Prosentandel som arbeider deltid/fulltid (søyler) og prosentandel sysselsatte (kurve) i utvalget, 1993-2006.....	47
Figur 6.3: Prosentandel sysselsatt og prosentandel med erstattede sykefraværsgdager for ulike alderskohorter.....	48
Figur 6.4: Utviklingen i prosentandel med erstattede sykefraværsgdager for fulltids- og deltidsansatte for kvinnene i utvalget som er 30 år i 1993.....	51
Figur 6.5: Utviklingen i prosentandel med erstattede sykefraværsgdager for de som arbeider kort deltid i alderskohorten som er 30 år i 1993, etter antall barn.	53
Figur 6.6: Utviklingen i prosentandel med erstattede sykefraværsgdager for de som arbeider lang deltid i alderskohorten som er 30 år i 1993, etter antall barn.	53
Figur 6.7: Utviklingen i prosentandel med erstattede sykefraværsgdager for de som arbeider fulltid i alderskohorten som er 30 år i 1993, etter antall barn.	54

1 Innledning

Siden innføringen av sykelønnsordningen i 1978 har det vært en sterk økning i antall sykepengetilfeller og i utgiftene til sykelønnsordningen og uførepensjon gjennom Folketrygden. Denne økningen skyldes i all hovedsak en økning i sykefraværet blant kvinner. Mens sykefraværet blant menn har vært stabilt eller fallende fra 1978-2009, har sykefraværet blant kvinner økt med nesten 70 prosent (Kostøl og Telle, 2011). Utviklingen i sykefraværet fra 1972-2008 er illustrert i figur 1.1. Tallene er hentet fra arbeidskraftundersøkelsen (AKU)¹. Vi ser at det har vært store svingninger i sykefraværet for begge kjønn i perioden, men sykefraværet blant kvinner har ligget stabilt over sykefraværet blant menn. Den samme tendensen ser man i flere andre vestlige land (se f.eks. Barmby et al., 2002). I dag ligger sykefraværet blant kvinner 60 prosent over sykefraværet blant menn (Almlidutvalget, 2010). I en omfattende studie av Markussen et al. (2009) kontrolleres det for en rekke individspesifikke kjennetegn som barn, graviditet, utdanning, yrke og lønn. De finner at det legemeldte sykefraværet blant kvinner ligger 33-75 prosent over menns, avhengig av familiesituasjon og type diagnose.



Figur 1.1: Sykefraværprosent etter kjønn basert på arbeidskraftundersøkelsen. Årsgjennomsnitt 1972 - 2009. Kilde: Statistisk sentralbyrå.

¹Sykefraværstall fra AKU er betydelig lavere enn tall fra offisiell sykefraværstatistikk hentet fra NAV ettersom den er basert på en annen definisjon av sykefraværet. Men utviklingen i sykefraværet over tid er ganske lik i de to datakildene.

I en drøfting av Bjørnstad (2006) knyttes økningen i sykefraværet til økt yrkesdeltakelse blant kvinner, som forventes å ha høyere sykefravær enn menn. Fra 1978 til 2010 har arbeidsmarkedsdeltakelsen blant norske kvinner økt med 16 prosentpoeng og i aldersgruppen 55 til 74 år med 10 prosentpoeng. I dag er arbeidsmarkedsdeltakelsen blant norske kvinner i aldersgruppen 25 til 54 år på litt over 84 prosent. Arbeidsmarkedsdeltakelsen blant menn i samme aldersgruppe er på rundt 90 prosent (Statistisk sentralbyrå, 2010). Selv om menn og kvinner nesten like ofte er yrkesaktive, arbeider kvinner i mye større grad deltid enn menn. 41 prosent av alle sysselsatte kvinner jobber deltid, mens bare 14 prosent av de sysselsatte mennene gjør det samme (SSB, 2009).

Kjønnsforskjellen i sykefraværet kan delvis forklares med svangerskapsrelaterte sykdommer, samt andre helseforskjeller mellom kvinner og menn. Noe av kjønnsforskjellen i sykefraværet forsvinner når fravær knyttet til fødsel og graviditet tas ut (Alexanderson et al., 1996; Hauge og Opdalshei 2000). Bjørnstad (2006) viser til studier som tyder på at kjønnsforskjellen i sykefraværet kan skyldes helseforskjeller mellom kvinner og menn. Menn og kvinner rammes av ulike sykdommer, de opplever sykdom ulikt, og kvinner oppsøker lege i større grad enn menn.

Kjønnsforskjellen i sykefraværet er også forsøkt forklart med forskjeller i arbeidsforhold mellom typiske kvinnedominerte og mannsdominerte yrker. Mastekaasa og Dale-Olsen (2000) undersøker om kvinner er i mer fraværsfremmende jobber enn menn. De finner ingen støtte for at type jobb kan forklare kjønnsforskjellen når de sammenligner menn og kvinner i samme yrkesgruppe, på samme arbeidsplass. En annen hypotese er at det utvikler seg normer og holdninger på kvinnedominerte arbeidsplasser som er mer tolerante overfor sykefravær. Dahl et al. (2007) finner ikke støtte for dette i en studie der de sammenligner holdninger til sykefravær blant menn og kvinner i de nordiske landene.

Hypotesen om at kvinner utsettes for en dobbel byrde er en annen mulig forklaring på kjønnsforskjellen i sykefraværet. Selv om kvinner har økt sin arbeidsmarkedsdeltakelse de siste tiårene, så har arbeidsfordelingen mellom kjønnene i husholdningen endret seg lite i samme periode. Det er fremdeles slik at kvinner ofte har hovedansvaret i husholdningen (Tidsbruksundersøkelsen 2000, Statistisk sentralbyrå). Det betyr at kvinner som jobber fulltid i arbeidsmarkedet i tillegg til å ha hovedansvaret i husholdningen vil kunne ha en større total

arbeidsbyrde enn menn. En større total arbeidsbyrde blant kvinner vil kunne bidra til høyere sykefravær. I litteraturen er dette omtalt som dobbeltarbeidshypotesen. Kombinasjonen av yrkesaktivitet og omsorg/husholdsoppgaver kan samlet representere en stor arbeidsbelastning som i sin tur gir negative helseeffekter og større sannsynlighet for sykefravær. I empiriske analyser basert på registerdata er den doble byrden operasjonalisert med antall barn eller barns alder. En annen tolkning er at det er lettere for menn enn for kvinner å forene rollen som forelder og arbeidstaker. Denne tolkningen er ikke mulig å operasjonalisere med registerdata, men har blitt undersøkt ved hjelp av data fra spørreundersøkelser (se for eksempel Lidwall et al., 2009). Dette vil bli nærmere diskutert i kapittel 8.

En metodisk utfordring ved å undersøke dobbeltarbeidshypotesen er at det kan være uobserverbare kjennetegn ved individene som både påvirker arbeidstilbudet, beslutningen om å få barn og sykefraværet. Eksempler på slike kjennetegn er helse, motivasjon, familie- og arbeidsforhold. De kvinnene som klarer å kombinere omsorg for mange barn med en yrkeskarriere, kan være kjennetegnet ved uobserverbare egenskaper som gir dem høyere sannsynlighet for å få mange barn og jobbe mye. Hvis de samme uobserverbare egenskapene gir dem lavere sannsynlighet for å ha sykefravær, gir dette et seleksjonsproblem i analysen. Motivert av denne seleksjonsproblematikken er målet med denne oppgaven å undersøke om en kombinasjon av store familieforpliktelser (målt ved antall barn) og høy yrkesdeltakelse fører til et høyere sykefravær blant norske kvinner.

Det er gjort få studier på dobbeltarbeidshypotesen i Norge og resultatene fra tidligere studier gir ingen, eller lite støtte til hypotesen. Mastekaasa (2000) finner at antall barn er negativt assosiert med sykefraværet for de kvinnene som har mer enn ett barn. Studien tar ikke hensyn til seleksjon og kan derfor ikke brukes til å trekke noen konklusjoner om en kausal sammenheng mellom antall barn og sykefravær. Bratberg et al. (2002) finner at kvinner som kombinerer omsorg for barn med en yrkeskarriere, utgjør en selektert gruppe med lavere sannsynlighet for fravær. Når de tar hensyn til seleksjon i analysen, finner de en svak, men positiv sammenheng mellom antall barn og sykefravær.

Med utgangspunkt i Bratberg et al. (2002) sin studie ønsker jeg i denne oppgaven å undersøke om seleksjon kan være årsaken til den negative empiriske sammenhengen, som tidligere har blitt rapportert, mellom antall barn og sykefravær blant yrkesaktive kvinner. Data benyttet i oppgaven er hentet fra forløpsdatabasen (FD-Trygd). Analysen er gjennomført for et utvalg

kvinner født mellom 1953-1968, og analyseperioden er fra 1993-2006. Med paneldata kan vi kontrollere for uobserverbare kjennetegn ved individene som kan ha en påvirkning både på beslutningen om å arbeide, få (flere) barn og sykefraværet. Paneldataene gir oss også mulighet til å undersøke sammenhengen mellom familieforpliktelser, yrkesdeltakelse og sykefravær på et større utvalg kvinner og over en lengre tidsperiode enn gjort i tidligere studier.

1.1 Oppgavens videre oppbygging

I kapittel 2 presenterer jeg det teoretiske grunnlaget for analysen. Utgangspunktet er den enkle neoklassiske arbeidstilbudsmodellen og utvidelsen av denne til å omfatte samlet produksjon i husholdningen. Jeg drøfter implikasjonene av ulike familiepolitiske ordninger og av en offentlig forsikringsordning, som dekker inntektstap ved sykefravær og uførhet, for kvinners arbeidstilbud og tilpasning i husholdningen. Videre omhandler kapitlet metodiske utfordringer ved estimeringen av kvinners arbeidstilbud, samt en oversikt over norske og internasjonale studier gjennomført på sammenhengen mellom dobbeltarbeid og sykefravær. I kapittel 3 redegjør jeg kort for dagens sykelønnsordning og i kapittel 4 for de økonometriske modellene brukt i analysen. Datamaterialet, variabler og deskriptiv statistikk presenteres i kapittel 5 og resultatene fra den deskriptive analysen i kapittel 6. Resultatene fra den økonometriske analysen følger i kapittel 7. Avsluttende konklusjoner er samlet i kapittel 8.

2 Teoretisk bakgrunn og tidligere studier

2.1 Kvinners arbeidstilbud og tilpasning i husholdningen

I økonomisk teori er det vanlig å fremstille individets arbeidstilbud som et resultat av en avveining mellom konsum og fritid. I den enkle neoklassiske arbeidstilbudsmodellen analyseres individets arbeidstilbud med utgangspunkt i standard nytteteori. Modellen kan utvides til også å ta hensyn til at det foregår produksjon av varer og tjenester i husholdningen. Den neoklassiske modellen belyser ikke eksplisitt hva det betyr for arbeidstilbudet å ha forsikring mot sykdom og uførhet. En obligatorisk sosialforsikring, som den norske sykelønnsordningen, vil kunne ha en effekt både på arbeidstilbudet og individuell atferd. Arbeidstilbudet til kvinner vil også være avhengig av familiepolitiske ordninger. Familiepolitiske ordninger reduserer kostnaden ved å få og oppdra barn og gjør det lettere for kvinner å kombinere arbeid med omsorg for barn.

2.1.1 Den neoklassiske arbeidstilbudsmodellen²

I den neoklassiske arbeidstilbudsmodellen blir arbeidstilbudet bestemt ved at individet velger den kombinasjonen av konsum og fritid som maksimerer hennes nytte. Det antas at individet opptrer rasjonelt og nyttemaksimerende. Individet har preferanser for konsum (C) og fritid (L) uttrykt ved en nyttefunksjon $U(C, L)$. Økt arbeidstilbud reduserer individets fritid, men øker inntekten og gir dermed rom for økt konsum. Vi antar at grensenytten av de to godene er positiv og at konsum og fritid er normale goder, dvs. at dersom inntekten til individet øker, så vil etterspørselen etter disse varene også øke.

Individet maksimerer sin nytte gitt to ulike begrensninger, en tidsbegrensning og en budsjettrestriksjon. Gitt at total tilgjengelig tid er gitt ved L_0 er antall arbeidstimer gitt ved $h = L_0 - L$.inntekten til individet består av arbeidsinntekt, i tillegg til arbeidsuavhengig inntekt R . Hvis markedslønnen er gitt ved w , er total arbeidsinntekt lik wh . Pris på C er normalisert til 1. Budsjettbetingelsen er da gitt ved:

$$C \leq wh + R$$

²Framstillingen her bygger på Cahuc og Zylberberg (2004).

$$C \leq w(L_0 - L) + R$$

$$C + wL \leq R_0 = wL_0 + R \quad (2.1)$$

R_0 er potensiell inntekt, dvs. den inntekten individet hadde oppnådd hvis hun brukte all sin tilgjengelige tid i arbeidsmarkedet.

Optimeringsproblemet er gitt ved:

$$\underset{(C,L)}{\text{Maks}} U(C,L) \text{ gitt } C + wL \leq R_0 \quad (2.2)$$

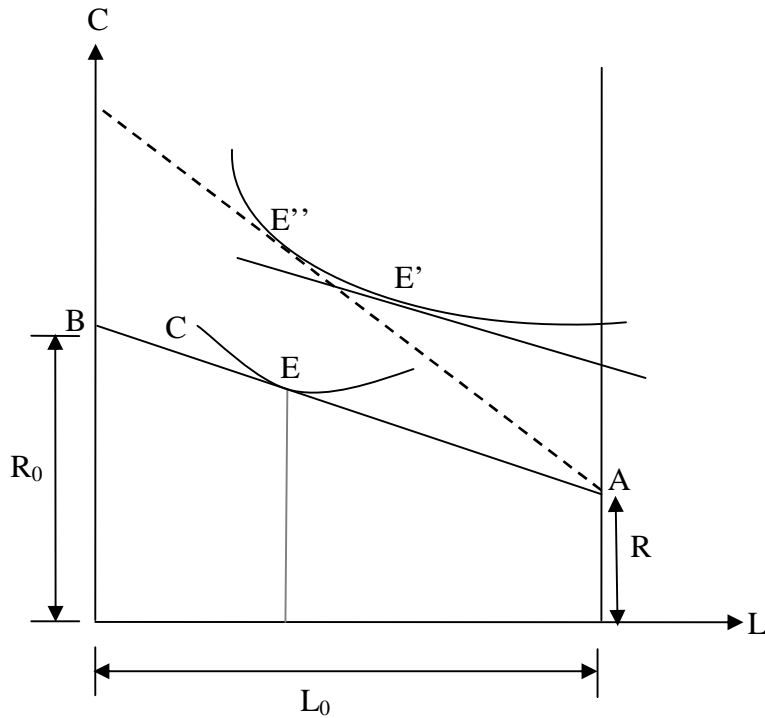
Vi antar først at arbeidstilbudet er strengt positivt slik at $0 < L < L_0$ og $C > 0$. Nyttmaksimeringsproblemet kan løses med Lagranges metode.

Resultatet av nyttemaksimeringen kan skrives som:

$$\frac{U_L(C^*, L^*)}{U_C(C^*, L^*)} = w \text{ og } C^* + wL^* = R_0 \quad (2.3)$$

Ved en indre løsning vil etterspørselen etter fritid være gitt ved (2.3) som $L^* = \Lambda(w, R_0)$.

Arbeidstilbudet er da videre gitt ved $h^* = L_0 - L^*$.



Figur 2.1: Godekombinasjonen av konsum og fritid som gir optimal tilpasning.

Figur 2.1 gir en grafisk presentasjon av løsningen i (2.3). Den optimale løsningen er gitt ved det punktet der forholdet mellom grensenytten ved konsum og fritid er lik lønnen, i punkt E. Det vil si i tangeringspunktet mellom budsjettlinjen AB, som har helning lik w , og indifferenskurven.

For at (2.3) skal vise optimal løsning på nyttemaksimeringsproblemet må nyttenivået individet kan oppnå i punkt E være større enn den nytten hun kan oppnå i punkt A. Hvis ikke vil arbeidstilbudet være lik null ($L = L_0$). Et individ tilbyr bare et strengt positivt antall arbeidstimer om den marginale substitusjonsrate i punkt A er lavere enn lønnen hun kan oppnå i markedet, definert ved følgende betingelse:

$$\left(\frac{U_L}{U_C} \right)_A < w \quad (2.4)$$

Den marginale substitusjonsraten i punkt A blir kalt reservasjonslønnen w_A og er definert ved:

$$w_A = \frac{U_L(R, L_0)}{U_C(R, L_0)} \quad (2.5)$$

Valget om å delta i arbeidsmarkedet er altså avhengig av reservasjonslønnen w_A og markedslønnen w . Reservasjonslønnen er avhengig av nyttefunksjonen i punkt A og arbeidsuavhengig inntekt R . Hvis vi holder individets preferanser for fritid og konsum konstant, vil reservasjonslønnen bare være avhengig av arbeidsuavhengig inntekt. En økning i arbeidsuavhengig inntekt øker reservasjonslønnen hvis fritid er et normalt gode. Det vil gjøre det enda mindre attraktivt å gå inn i arbeidsmarkedet.

Effekten av en økning i markedslønnen er illustrert ved et skift i budsjettlinjen i figur 2.1. For de kvinnene som allerede deltar i arbeidsmarkedet vil en økning i lønnen øke nytten til individet fra punkt E til punkt E''. Denne effekten kan dekomponeres til to effekter, en inntekts- og en substitusjonseffekt. Den rene inntektseffekten gir et skift fra punkt E til E' og viser effekten av en økning i individets realinntekt når lønnen holdes konstant. En økning i lønnen gjør at individet vil ønske å konsumere mer av alle goder, inkludert fritid, gitt at fritid er et normalt gode. Samtidig vil en økning i lønnen gjøre fritid dyrere slik at individet vil ønske å øke sin arbeidsinnsats. Dette er substitusjonseffekten, som er illustrert ved et skift fra punkt E' til E''. En økning i markedslønnen gir økt arbeidstilbud hvis substitusjonseffekten dominerer, og reduserer arbeidstilbudet hvis inntektseffekten dominerer. I dette tilfellet vil substitusjonseffekten dominere, slik at en økning i lønnen reduserer etterspørselen etter fritid og øker arbeidstilbudet. Hvis et individ ikke deltar i arbeidsmarkedet vil en økning i markedslønnen gjøre fritid dyrere og gi insentiv til å redusere tid brukt i husholdningen og gå inn i arbeidsmarkedet. En økning i markedslønnen vil ikke gi en inntektseffekt ettersom inntekten vil være uavhengig av potensiell lønn i arbeidsmarkedet.

Kvinnens arbeidstilbud er i modellen bestemt av preferanser mellom konsum og fritid, og av markedslønnen og arbeidsuavhengig inntekt. Markedslønnen tilegnes en viktig rolle i forhold til kvinnens arbeidstilbud innenfor dette teoretiske rammeverket. Modellen antar at individet kan tilpasse sin tid optimalt mellom arbeidsmarkedet og husholdningen. I virkeligheten kan ikke individet i alle tilfeller bestemme sin egen arbeidstid. I tilfeller der individet arbeider mer enn ønskelig vil tilpasningen ligge til venstre for punkt E, i punkt C. I dette punktet vil den marginale substitusjonsraten mellom konsum og fritid være lavere enn den marginale lønnsraten. Ved avvik mellom ønsket og faktisk arbeidstid kan et individ i større grad oppnå en optimal tilpasning ved å være borte fra jobb og oppgi sykdom som årsak (Dunn og Yougblood, 1986). Hvis det ikke tilbys noen kompensasjon ved fravær vil individet velge å

tilpasse seg i punkt E. Hvis individet derimot mottar inntektskompensasjon ved fravær, vil det totale arbeidstilbudet reduseres ettersom innføring av sykepenger i modellen reduserer alternativkostnaden ved å være borte fra jobb. Ved 100 prosent inntektskompensasjon, slik vi har i Norge, vil alternativkostnaden ved å ta ut fravær være lik null. Hvis vi tar hensyn til at det er en øvre grense for antall sykedager hvert år, innebærer dette at alle vil ønske å bruke opp hele sin sykemeldingskvote. I virkeligheten observerer vi ikke dette. Ved å innføre en straffefunksjon som begrenser mulighetsområdet, kan modellen gjøres mer realistisk. En straffefunksjon vil da ta hensyn til at mye fravær kan medføre straffesanksjoner fra arbeidsgiver (se Bratberg og Risa, 2000).

2.1.2 Utvidelse av arbeidstilbudsmodellen med husholdningssektor³

Den utvidede modellen viser hvilke implikasjoner introduksjonen av en husholdningssektor har for kvinners tilpasning på arbeidsmarkedet og arbeidsdelingen mellom kjønnene. Den enkle arbeidstilbudsmodellen presentert i avsnitt 2.1.1 tar ikke hensyn til at produksjon i husholdningssektoren kan representere en substitutt for lønnsinntekt fra arbeid. Mange varer som kjøpes i markedet kan også produseres i husholdningen, eksempler er husarbeid, barnepass, matlaging, hagearbeid osv. Vi kan analysere effekten av at individet også har mulighet til å allokere noe av sin tid i husholdningssektoren ved å utvide den enkle arbeidstilbudsmodellen.

Vi antar nå at konsumvarer enten kan kjøpes i markedet (C_M) eller produseres og konsumeres i husholdningen (C_D), slik at vi har $C = C_M + C_D$. Total tilgjengelig tid L_0 kan deles opp i tid brukt til lønnsarbeid i arbeidsmarkedet (h_M), tid brukt på husholdningsproduksjon (h_D) og fritid (L) som gir $L_0 = h_M + h_D + L$. Produksjonen av varer i husholdningssektoren er gitt ved $C_D = f(h_D)$, der produktfunksjonen til husholdningsproduksjon $f(h_D)$ viser hvor effektivt individet er i produksjonen av husholdningsvarer. Produktfunksjonen er økende $f'(h_D) > 0$, men økningen er avtakende $f''(h_D) < 0$.

Totalinntekten til individet er lik summen av arbeidsinntekt wh_M og arbeidsuavhengig inntekt R . Budsjettbetingelsen er derfor gitt ved:

³Framstillingen bygger på Cahuc og Zylberberg (2004).

$$C_M \leq wh_M + R$$

$$C_M + wL \leq wh_D + R_0 \quad (2.6)$$

Der $R_0 = wL_0 + R$ er potensiell inntekt som definert tidligere og der vi har satt inn for $h_M = L_0 - h_D - L$. Fra uttrykket for konsumgoder C og husholdningsvarer C_D har vi at mengden markedsproduserte varer er gitt ved $C_M = C - f(h_D)$. Hvis vi setter inn for dette i (2.6) får vi bibetingelsen:

$$C + wL \leq [f(h_D) - wh_D] + R_0 \quad (2.7)$$

Uttrykket i rammeparentesen viser nettoavkastningen eller profitten av hjemmeproduksjon. Fra (2.7) har vi at summen av konsum av konsumvarer (både hjemme- og markedsproduserte) og fritid må være mindre eller lik nettoverdien av hjemmeproduksjon og potensiell inntekt.

Optimeringsproblemet kan da til slutt settes opp som:

$$\underset{(C, L, h_D)}{\text{Maks}} U(C, L) \text{ gitt } C + wL \leq [f(h_D) - wh_D] + R_0 \quad (2.8)$$

Nyttemaksimeringsproblemet kan løses med Lagranges metode. Gitt tid h_D^* brukt på hjemmeproduksjon, blir løsningen lik som i den enkle arbeidstilbudstilbudsmodellen hvis vi erstatter potensiell inntekt R_0 med $\tilde{R}_0 = R_0 + f(h_D^*) - wh_D^*$.

Resultatet av nyttemaksimeringsproblemet kan skrives som:

$$\frac{U_L(C^*, L^*)}{U_C(C^*, L^*)} = w = f'(h_D^*) \text{ og } C^* + wL^* = \tilde{R}_0 \quad (2.9)$$

Som fra resultatet i den enkle arbeidstilbudsmodellen ser vi at forholdet mellom grensenytten av konsum og fritid vil være lik lønnen i optimum. Fra (2.9) har vi at etterspørselen etter fritid er gitt ved $L^* = \Lambda(w, \tilde{R}_0)$. Individet velger å bruke det antall timer på husarbeid som gir at marginalproduktet til hjemmeproduksjon er lik lønnsraten w . Hvis $f'(h_D) > w$ så vil det være optimalt å øke antall timer brukt på hjemmeproduksjon, fordi hjemmeproduksjon gir større avkastning enn en time ekstra i arbeidsmarkedet. Likeså vil det være optimalt å

redusere antall timer brukt på hjemmeproduksjon hvis $f'(h_D) < w$. Allokering av tid til hjemme- og uteproduksjon er altså avhengig av den relative effektiviteten mellom de to aktivitetene.

Uttrykket i (2.9) beskriver tilpasningen til ett individ, men modellen kan også utvides til å se på tilpasningen til en husholdning med to individ, som vist av Gronau (1974). Gronau tar utgangspunkt i en kooperativ tilnærming der et ektepar samarbeider om å maksimere en felles nyttefunksjon. De teoretiske prediksjonene fra denne modellen vil være lik den utledet over slik at vi kan bruke resultatet i (2.9) til å drøfte arbeidsdelingen i en husholdning. Resultatet viser at grad av arbeidsdeling mellom mann og kone er avhengig av lønnen hver av dem kan oppnå i markedet, og produktiviteten deres i husholdningssektoren. Dem av de to med høyest produktivitet i husholdningsproduksjon og/eller lavest lønn i arbeidsmarkedet, vil spesialisere seg i husholdningssektoren ettersom denne personen da vil ha lavest marginalkostnader i produksjonen av husholdningsvarer. Ettersom kvinner i gjennomsnitt har lavere lønn enn menn, vil det i større grad være kvinner som spesialiserer seg i denne sektoren. Fordi menn tjener mer enn kvinner, prioriteres deres deltagelse på arbeidsmarkedet. Ved en slik arbeidsdeling vil menn oppnå enda høyere lønn og kvinner vil få en svakere lønnsutvikling. En slik utvikling vil i så fall kunne ha en forsterkende effekt på arbeidsdeling mellom kjønnene (NOU 2008:6).

Prediksjonene fra modellen impliserer at spesialisering er rasjonelt. Husholdningens nyttefunksjon maksimeres når mannen og kvinnen spesialiserer seg i den sektoren der de er mest produktive. I virkeligheten observerer vi ingen full spesialisering, men har sett redusert spesialisering over tid. Arbeidstilbudet til kvinner har økt, og kvinner får færre barn enn før. Husholdsarbeidet har blitt forenklet gjennom arbeidsbesparende hjelpemidler og muligheten for å substituere markedsgoder for produksjon i husholdningen har økt. I tillegg har høyere utdanning blant kvinner økt marginalproduktet deres i arbeidsmarkedet. Deler av sysselsettingsøkningen kan derfor forklares innenfor modellens rammeverk. Også andre faktorer, som ikke inngår i modellen, har hatt en betydning for redusert spesialisering mellom kjønnene. Et eksempel er familiepolitikk, som vil bli omtalt i avsnitt 2.1.4.

Den neoklassiske arbeidstilbudsmodellen gir ingen forklaring på den observerte kjønnsforskjellen i sykefraværet. Men som diskutert over, kan sykefravær brukes som en strategi for å komme nærmere en optimal tilpasning når arbeidsbelastningen er større enn

ønsket. Hvis det er slik at kvinner, i mindre grad enn menn, kan oppnå en optimal tilpasning i arbeidsmarkedet, kan det tenkes at en slik mestringsstrategi er mer utbredt blant kvinner. Hammer et al. (2003) finner at arbeidstakere som rapporterer et høyt konfliktnivå mellom arbeids- og familieliv kan bruke fravær til å takle dette. Hvis denne type konflikter er mer utbredt blant kvinner, kan dette være med på å forklare kjønnsforskjellen i sykefraværet.

2.1.3 Sosialforsikring

I Norge er alle innbyggere dekket av en offentlig sosialforsikring gjennom folketrygden. Denne gir forsikring mot inntektsbortfall ved sykdom, uførhet, arbeidsledighet og alderdom. Den norske sykelønnsordningen gir 100 prosent lønnskompensasjon fra første dag med sykdom⁴, og i opptil et år, og kan derfor betraktes som en fullforsikring uten egenandel.

Forsikringer uten egenandeler gir problemer med asymmetrisk informasjon og atferdsrisiko (se for eksempel Arrow, 1963). Asymmetrisk informasjon i forsikringsmarkedet vil si at forsikrer og forsikringstager har ulik informasjon om sannsynligheten for skade, og oppstår fordi forsikringsselskapet ikke kan observere individuell atferd. I tilfellet med sykelønnsordningen vil det si at folketrygden og arbeidstaker har ulik informasjon om individuell helsetilstand. Dette resulterer i to typer atferdsrisiko. For det første kan arbeidstaker påvirke sannsynligheten for skade eller sykdom uten at folketrygden kan observere forebygging. Hvis forsikring ikke var tilgjengelig ville arbeidstakeren ønske å være ekstra forsiktig fordi hun da må bære hele tapet hvis forsikringstilfellet inntreffer. Individet vil ønske å investere i helseforebyggende tiltak helt til marginalkostnaden ved å investere er lik den marginale nytten ved å investere. Men når individet ikke bærer noe av det økonomiske tapet ved et forsikringstilfelle selv, finnes det ingen økonomiske insentiv til å investere i helseforebyggende tiltak. En fullforsikring uten egenandel vil altså kunne endre insentivene for investering og forebygging. I forhold til uførepensjon vil det være et større insentiv til å forebygge at forsikringstilfellet inntreffer fordi uførhet forutsetter et stort helsetap.

Den andre type atferdsrisiko oppstår fordi forsikringstager kan kreve inntektskompensasjon i tilfeller der det er vanskelig å avgjøre om forsikringstager faktisk er syk eller om det faktisk har skjedd en skade. I mange tilfeller vil det være vanskelig å sette en diagnose, og det blir

⁴ Sykelønnsordningen gir 100 prosent lønnskompensasjon opptil 6G (G=75 641 kr per 1. mai 2010). Mange arbeidstakere får også full lønn utover dette etter avtale med arbeidsgiver.

derfor vanskelig for forsikrer å avgjøre om vedkommende har rett på helserelaterede ytelser eller ikke.

I det private forsikringsmarkedet vil en fullforsikring uten egenandel ikke bli tilbudt nettopp på grunn av problem med atferdsrisiko. Forsikringsselskaper vil ønske at forsikringstager bærer noe av tapet selv, ved å ha en egenandel ved skade. Problemet med atferdsrisiko i den norske sykkelønnsordningen kan reduseres ved enten å gjøre dekningsgraden mindre enn 100 prosent eller ved å innføre karenndag(er).

Med fullforsikring er det mulig å være borte fra arbeid uten inntektsbortfall. Krueger og Meyer (2002) finner at en mer sjenerøs forsikring både øker antall krav om inntektskompensasjon og hvor lenge mottakere er borte fra jobb. Samtidig finner Gruber og Krueger (1991) at obligatorisk arbeidstakerforsikring øker arbeidstilbudet fordi det gjør det mer attraktivt å jobbe. Disse resultatene er basert på data fra USA der det ikke eksisterer en obligatorisk, universell sosialforsikring, men der alle arbeidstakere er dekket av en statlig arbeidstakerforsikring. Forsikringen gjelder ved arbeidsrelatert sykdom eller skade. Dekningsgraden varierer på tvers av stater, men ligger på rundt 66 prosent. På samme måte som med en arbeidstakerforsikring kan det tenkes at en sosialforsikring stimulerer til økt arbeidstilbud ettersom det kreves yrkesdeltakelse for å få tilgang til forsikringen.

En sjenerøs sykkelønnsordning gir grupper som ellers kanskje ville stått utenfor arbeidslivet muligheten til å satse på en yrkeskarriere, og har av mange blitt trukket frem som en viktig årsak til den høye kvinnelige yrkesdeltakelsen i Norge. Sykkelønnsordningen bidrar til å gjøre det lettere for kvinner å kombinere store familieforpliktelser med en yrkeskarriere, fordi ordningen gir dem økonomisk trygghet i tilfelle dette dobbeltarbeidet resulterer i helseplager eller sykdom. Begrepet flexicurity, en sammenføyning av ordene fleksibilitet (flexibility) og sikkerhet (security), har blitt brukt til å beskrive en velferdsmodell som kombinerer et fleksibelt arbeidsmarked og en sjenerøs sosialforsikring (se for eksempel Olberg, 2007 og Bjørnstad, 2006). Et godt utbygd velferdssystem sikrer økonomisk trygghet ved lav jobbsikkerhet. Flexicurity har særlig blitt brukt til å beskrive den danske velferdsmodellen, men paralleller kan også trekkes til Norge der målet om et mer inkluderende arbeidsliv har økt arbeidstilbudet blant grupper som i utgangspunktet har høyt sykefravær (deriblant kvinner).

2.1.4 Familiepolitikk

Kvinner arbeidstilbud, tilpasning i husholdningen og arbeidsdelingen mellom foreldre er ikke bare et resultat av kompromiss og samarbeid i husholdningen, men også avhengig av familiepolitiske ordninger. På 1970-tallet vokste det frem en sterk kvinnebevegelse som hadde kvinners rett til lønnsarbeid som deres viktigste krav. Selvbestemt abort, likestillingsloven, prevensjon og barnehager var andre viktige kampsaker. Kvinnebevegelsen ble en viktig pådriver for flere familiepolitiske reformer gjennomført i etterkrigstiden, som hadde som mål å øke yrkesdeltakelsen blant kvinner og gjøre det lettere for dem å kombinere yrkesaktivitet med familie. Etter hvert ble også større familiedeltakelse blant menn i familien et viktig familiepolitisk mål. Norsk familiepolitikk kan deles inn i to hovedformer, der noen ordninger subsidierer foreldres omsorg for barn, herunder fødselspenger og kontantstøtte, mens andre ordninger har som mål å frigjøre tid til yrkesarbeid for både kvinner og menn, herunder barnehager og skolefritidsordning (NOU 2008:6).

I 1956 ble ordningen med betalt fødselspermisjon obligatorisk for alle yrkesaktive kvinner. Det ble innført 12 uker fødselspermisjon med lav inntektskompensasjon. I 1977 økte dette til 18 uker, der de seks første ukene var forbeholdt mor og der de resterende ukene kunne deles mellom foreldrene. Dekningsgraden økte samtidig til 100 prosent. Målet var å gjøre det lettere for kvinner å beholde tilknytningen til arbeidslivet ved svangerskap og fødsel. Siden den gang har fødselspermisjonen økt flere ganger, og er i dag (2010) 56 uker med 80 prosent inntektskompensasjon eller 46 uker med 100 prosent inntektskompensasjon. Alle foreldre som har vært yrkesaktiv med pensjongivende inntekt minst seks av de siste ti månedene før barnet blir født, har rett på foreldrepenger.

På 1990-tallet økte fokuset på å få fedre til å bli mer involvert i husholdningen. Fedrekvoten ble innført i 1993 for å få fedre til å bidra mer i omsorgen for barn. Fedrekvoten utgjør i dag (2010) ti uker av den totale fødselspermisjonen. Disse ukene er i utgangspunktet ikke overførbare til mor og går tapt om ikke far benytter seg av dem. Fødselspermisjonen i Norge er altså tredelt: tre uker før og seks uker etter fødselen er forbeholdt mor og 10 uker forbeholdt far, de resterende ukene kan deles mellom foreldrene. De aller fleste fedre benytter seg av fedrekvoten, men få tar ut permisjon utover disse ukene (Brandth og Kvande, 2003). Bratberg og Naz (2009) finner at hvis fedre også tar ut deler av den kjønnsnøytrale permisjonen, i tillegg til fedrekvote, så har det en negativ effekt på mødres sykefravær. Deres

hypotese er at en mer jevn fordeling av omsorgsoppgavene mellom kjønnene har positive effekter på mødres helse. Lengre fødselspermisjon blant fedre kan tenkes å gjøre dem mer involvert i omsorgsoppgavene også etter fødselspermisjonen og redusere sykefraværet blant mødre.

Kontantstøtte ble innført 1. august 1998 med mål om å gi foreldre større frihet i organiseringen av omsorg for barn. Kontantstøtte er en månedlig ytelse som gis til foreldre med barn mellom et til tre år som ikke, eller bare delvis, benytter seg av barnehage. De aller fleste mottakerne av kontantstøtte er kvinner. Mange kvinner har et komparativt fortrinn i deler av husholdningsproduksjonen, for eksempel i omsorg for barn, på grunn av både biologiske og sosiale faktorer. Kontantstøtteordningen vil gi økt insentiv for spesialisering, og forventes å ha en negativ effekt på kvinners arbeidstilbud. I perioden 1998 til 2002 var nedgangen i småbarnsmødres arbeidstilbud på 20 prosent (Rønsen, 2004). Fra 2005 falt antall kontantstøttemottakere drastisk, noe som blant annet kan settes i sammenheng med økt tilgang på barnehageplasser (NAV, 2011).

Subsidierte barnehageplasser har blitt brukt som et viktig virkemiddel for å øke yrkesaktiviteten blant foreldre (NOU 2008:6). Alle offentlige godkjente barnehager mottar driftstilskudd fra staten, uavhengig av eierform. Siden 1980 – tallet har det vært en kraftig vekst i antall barnehageplasser. I 2003 vedtok Stortinget barnehageforliket med mål om full barnehagedekning innen 2005 og en maksimalgrense på foreldrebetaling på ca. 1750 kroner fra 1. august samme år. Ved utgangen av 2009 var dekningsgraden på 88 prosent blant barn mellom et til fem år; 77 prosent for barn i alderen et til to år og 96 prosent blant barna i aldersgruppen tre til fem år (SSB, 2010). Et godt og rimelig barnehagetilbud gjør det lettere for kvinner å opparbeide seg mer arbeidserfaring, noe som bidrar til en positiv lønnsutvikling og mindre spesialisering blant foreldre (NOU 2008:6). Flere studier med data fra Skandinavia og andre vestlige land viser at offentlige subsidierte barnehager øker arbeidsmarkedsdeltakelse blant mødre⁵.

Et annet familiepolitisk virkemiddel, ment for å frigjøre tid til yrkesarbeid for menn og kvinner, er skolefritidsordningen (SFO). SFO er et frivillig tilbud før og etter skolen til alle barn i 1.-4. klasse og til barn med spesielle behov fra 1.-7. klasse. SFO ble innført som en del

⁵Gustaffson og Stafford 1992; Michalopoulos, Robins og Garfinkel 1992; Connely og Kimmel 2003.

av grunnskolereformen, Reform -97. Kommunene er pliktet til å drive SFO, men ingen barn har rett på plass. Ordningen finansieres med foreldrebetaling, statlige og lokale tilskudd (NOU 2008:6).

De fleste familiepolitiske ordningene legger til rette for at både mor og far skal kunne ha mulighet til å utøve omsorg for barn. Men blant norske mødre og fedre er det en sterk kjønnsdeling i form av at kvinner i mye større grad enn menn tar pause fra yrkeslivet når de får små barn. Dette kan illustreres med tall fra den siste tidsbruksundersøkelsen, gjennomført av Statistisk sentralbyrå. Tidsbruksundersøkelsen kartlegger hva folk bruker tiden sin på og har blitt gjennomført hvert tiende år siden 1971. Undersøkelsen kartlegger blant annet hvor mye tid norske menn og kvinner bruker på husholdsarbeid, der det skilles mellom husarbeid og omsorg for barn. Over tid har kvinner redusert tiden de bruker på husarbeid. Dette kan skyldes at flere kvinner er yrkesaktive, at yrkesaktive og/eller ikke-yrkesaktive kvinner gjør mindre husarbeid, eller en kombinasjon av disse. Men selv om kvinner har redusert sin tid brukt på husarbeid, og menn har økt sin tid brukt på husarbeid og omsorg for barn, bruker kvinner nesten dobbelt så mye tid på husholdsarbeid enn menn. Menn bruker også betydelig mer tid på yrkesarbeid sammenlignet med kvinner. Kjønnsforskjellen i tidsbruken er størst blant foreldre med små barn. Dette skyldes at mødre med små barn reduserer yrkesaktiviteten sin betraktelig, mens fedre jobber liker mye som menn i andre familiefaser.

Tidsbruksundersøkelsen fra 2000 viste at kvinner i gjennomsnitt ikke er utsatt for en dobbel byrde med hensyn til tidsbruk. Dette gjelder også for kvinner med små barn. Summen av husholdsarbeid og lønnsarbeid er i gjennomsnitt lik for kvinner og menn. Selv om tidsbruksundersøkelsen ikke viser noe dobbel byrde for kvinner, målt i tidsbruk, viser den at kvinner fremdeles har hovedansvar for husarbeid og omsorgsarbeid i hjemmet. Kvinner og menn utfører også ulike oppgaver i husholdningen. Det kan derfor tenkes at kombinasjonen av yrkesdeltakelse og hjemmearbeid føles mer belastende for kvinner enn for menn (Kitterød, 2002). Dette kan blant skyldes at rollen som arbeidstaker og forelder lettere kan komme i konflikt med hverandre for kvinner. Rollekonflikter mellom yrkes- og familieliv kan skyldes at krav fra arbeidslivet kommer i konflikt med rollen som forelder, eller at rollen som forelder kommer i konflikt med rollen som arbeidstaker. Disse rollekonfliktene vil være drevet av ulike faktorer tilknyttet arbeidsforhold, familieforhold og individspesifikke egenskaper (se Byron, 2005). Tidligere studier finner at konflikter knyttet til rollen som forelder og arbeidstaker gir økt sykefravær blant kvinner og menn (Jansen et al. 2006; Voss et al. 2008;

Väänänen et al. 2008; Lidwall et al. 2009). Hvis kvinner i større grad enn menn opplever denne type konflikter kan dette i så fall være med på å forklare ulikhetene i sykefraværet mellom kjønnene. Berntsson et al. (2006), Voss et al. (2008), Väänänen et al. (2008) og Lidwall et al. (2009) finner at kvinner i større grad enn menn opplever at rollen som arbeidstaker og forelder kommer i konflikt med hverandre, mens Byron (2005) og Jansen et al. (2006) ikke finner forskjeller mellom kvinner og menn.

En annen tolkning er at flere roller har positive helseeffekter ettersom det gjør en mindre utsatt for problemer tilknyttet en bestemt rolle (se for eksempel Mastekaasa og Dale-Olsen, 2000). Rolleforsterkningshypotesen postulerer at de positive effektene av å ha flere roller, som for eksempel bedre sosialt nettverk, økonomisk uavhengighet, større selvtillit og økt mestringsfølelse vil kunne oppveie eventuelle negative effekter.

2.2 Tidligere studier på dobbeltarbeidshypotesen

I dette avsnittet vil det først bli redegjort for metodiske utfordringer ved å analysere sammenhengen mellom familieforpliktelser, yrkesaktivitet og sykefravær. Deretter vil tidligere norske og internasjonale studier på dobbeltarbeidshypotesen bli presentert.

Det er gjennomført få studier på sammenhengen mellom kombinasjonen av arbeid/store familieforpliktelser og sykefravær, og de fleste studiene på dette er gjort i de nordiske landene. I de fleste studiene som undersøker sammenhengen mellom dobbeltarbeid og sykefravær bruker man antall barn eller barns alder som et mål på omfanget av familieforpliktelser. I noen studier basert på data fra spørreundersøkelser har man også forsøkt å måle om selvoppfattede konflikter mellom arbeid og familie har sammenheng med sykefraværet.

2.2.1 Metodiske utfordringer

Flere av studiene som undersøker dobbeltarbeidshypotesen finner en negativ empirisk sammenheng mellom sykefravær og antall barn for yrkesaktive kvinner. Dette kan bety at det å få barn i seg selv reduserer sykefraværet, men kan også skyldes uobserverbar heterogenitet ved individene og ulike typer seleksjonseffekter.

Problemet med uobserverbar heterogenitet oppstår når vi ikke observerer alle variabler som påvirker beslutningen om å delta i yrkeslivet, beslutningen om å få (flere) barn og sykefravær.

Slike uobserverte faktorer kan være tidskonstante eller variere over tid og kan være knyttet til personlige egenskaper, økonomiske og sosial rammevilkår. Uobservert individuell heterogenitet kan fremkalle en negativ sammenheng dersom det finnes underliggende faktorer som påvirker beslutningen om å arbeide og få mange barn positivt, og sykefraværet negativt.

Motivasjon, evner, kapasitet og helse er eksempler på personlige egenskaper som kan tenkes å påvirke både beslutningen om å arbeide og hvor mye man arbeider, beslutningen om å få (flere) barn og sykefraværet. For de kvinnene som klarer å kombinere en yrkeskarriere med omsorg for barn, kan for eksempel dobbeltarbeid i større grad enn hos andre kvinner oppleves som givende snarere enn slitsomt. Disse egenskapene er vanskelig å måle effekten av fordi vi ikke kan observere et individs motivasjon, evner eller kapasitet.

Arbeidsvilkår er en viktig faktor i forhold til både arbeidstilbudet, valget om å få (flere) barn og sannsynligheten for sykefravær. Noen typer jobber vil være lettere å kombinere med omsorg for små barn, for eksempel i yrker der det er mulig å jobbe deltid, der det er større aksept for å være borte korte eller lengre perioder, og/eller der det ikke er krav om stadig oppdatering av ny kunnskap (NOU 2008:6). Mer fleksible arbeidsvilkår gjør det også lettere å gå i arbeid til tross for et eventuelt mindre helseproblem. Hvilke arbeidsoppgaver en utfører vil også kunne påvirke beslutningen om å få (flere) barn og sykefravær. Jobber kjennetegnet ved store fysiske og psykiske påkjenninger vil gi større sannsynlighet for belastnings- og slitasjeskader, og være vanskeligere å kombinere med store familieforpliktelse.

Det kan tenkes at kvinner som klarer å kombinere omsorg for barn med en arbeidsmarkedskarriere, i større grad enn andre kvinner, får hjelp med omsorgs- og husholdningsoppgavene. Dette kan skyldes ulike sosiale og økonomiske rammevilkår. Disse kvinnene kan for eksempel være mer likestilt i parforholdet med hensyn til fordeling av arbeidsoppgaver i husholdningen, motta hjelp av øvrig familie eller kjøpe hjelp til husarbeid og omsorg for barn av hushjelp og/eller au-pair.

Estimering av effekten av dobbeltarbeid på sykefraværet er også forbundet med ulike type seleksjonsproblemer. Det kan tenkes at de kvinnene som kombinerer høy yrkesdeltakelse med mange barn er en selektert gruppe, og ikke et representativt utvalg av den kvinnelige befolkningen. En type seleksjon er at individer med relativt dårlig helse, eller andre egenskaper som øker sannsynligheten for sykefravær, i større grad enn andre, arbeider mindre

eller trekker seg helt ut av arbeidsmarkedet. De kvinnene som ellers ville ha fått økt sykefravær ved økt antall barn selekterer seg ut av arbeidsmarkedet. Resultatet er da at effekten av dobbeltarbeid på sykefraværet blir underestimert.

Normann et al. (2009) har undersøkt hva kvinner oppgir som de vanligste årsakene til deltidsarbeid. Dette viser seg å være sykdom, husarbeid eller omsorgsoppgaver. At det er flest som oppgir sykdom som årsak til deltidsarbeid gjenspeiler at det er mange stabile deltidsarbeidende i aldersgruppen 50 til 65 år, med delvis uføretrygd. Likevel tyder resultatene på at deltidsarbeidet nettopp fungerer som en strategi for å unngå dobbeltarbeid.

En annen type mulig seleksjon kan forekomme ved at de kvinnene med høyere risiko for sykefravær velger ikke å få barn, eller velger å få færre barn enn andre.

I de fleste tverrsnittstudier av sammenhengen mellom dobbeltarbeid og sykefravær tas det ikke hensyn til uobserverbar heterogenitet og eventuelle seleksjonseffekter i analysen. Det betyr at resultatene fra disse studiene ikke kan brukes til å avgjøre om den estimerte sammenhengen mellom dobbeltarbeid og sykefravær reflekterer en kausal sammenheng eller bare en seleksjonsprosess. Dermed er det vanskelig å trekke noen slutninger om de underliggende årsakssammenhengene mellom dobbeltarbeid og sykefravær. Med paneldata er det i større grad mulig å kontrollere for uobservert heterogenitet mellom individene og eventuelle seleksjonseffekter som er konstant over tid.

2.2.2 Norske studier

Mastekaasa og Dale-Olsen (1998) undersøker dobbeltarbeidshypotesen med utgangspunkt i to tverrsnittdatasett fra 1990 og 1995. Utvalget består av både menn og kvinner i alderen 18 til 64 år som har pensjonsgivende inntekt. Datamaterialet inneholder opplysninger hentet fra ulike administrative registre. Informasjon om sykefraværet er hentet fra sykepengeregisteret, som i all hovedsak omfatter sykefravær utover arbeidsgiverperioden. Datamaterialet inneholder også opplysninger om diagnose ved en del av sykepengetilfellene. Resultatene deres gir liten støtte til dobbeltarbeidshypotesen, men kan ikke brukes til å avkrefte hypotesen ettersom det ikke tas hensyn til eventuelle seleksjonseffekter i analysen. Mastekaasa og Dale-Olsen konkluderer med at eventuelle dobbeltarbeidseffekter er for svake til å gi en positiv sammenheng mellom antall barn og sykefravær, og at hypotesen ikke er en hovedforklaring på kjønnsforskjellen i sykefraværet.

Mastekaasa (2000) tar i bruk tverrsnittdata fra Arbeidstakerregisteret i 1995 og Folke- og boligtellingsdata fra 1990. Datasettet fra 1990 inkluderer bare informasjon om sykefraværet utover arbeidsgiverperioden. Datasettet fra 1995 inkluderer alt legemeldt sykefravær, dvs. sykefravær på mer enn tre dager. Datasettet inneholder informasjon om diagnose delt inn i fem kategorier. Mastekaasa ønsker å undersøke hvordan sykefraværet er relatert til antall barn og barnas alder, for yrkesaktive kvinner og menn. Antall barn under 16 år brukes som mål på familieforpliktelse. Det kontrolleres ikke for forskjeller i fravær mellom fulltids- og deltidsansatte. Resultatene viser en svak positiv effekt av antall barn på sykefraværet for gifte og samboende kvinner. Den positive effekten av antall barn på sykefraværet er sterkere for enslige kvinner. Mastekaasa finner at sannsynligheten for å ha et sykepengetilfelle reduseres når antall barn øker med mer enn ett barn. Dette kan skyldes at kvinner som har problemer med å kombinere omsorg for små barn med en yrkeskarriere velger ikke å få flere barn eller trekker seg delvis eller helt ut av arbeidsstyrken.

Bratberg et al. (2002) tar utgangspunkt i et paneldatasett fra KIRUT databasen for årene 1989-1993 for å undersøke dobbeltarbeidshypotesen. KIRUT databasen inneholder ikke opplysninger om kortidsfraværet og har bare opplysninger om fravær utover arbeidsgiverperioden. Datamaterialet inneholder ikke opplysninger om diagnose. Grad av familieforpliktelse er målt ved antall barn under 11 år. Bratberg et al. finner en negativ sammenheng mellom antall barn og sykefravær. Samtidig finner de at kvinner som er yrkesaktive i hele analyseperioden er en selektert gruppe, kjennetegnet ved egenskaper som gir dem høyere sannsynlighet for å delta i arbeidsmarkedet og lavere sannsynlighet for sykefravær. For å ta hensyn til denne seleksjonen estimerer de en sannsynlighetsmodell med type utdanning, ektefelles inntekt og arbeidserfaring som identifiserende variabler. Bratberg et al. finner da at en økning i antall barn har en liten positiv effekt på sykefraværet, noe som gir delvis støtte til dobbeltarbeidshypotesen.

Gjesdal og Bratberg (2002) bruker også data fra KIRUT databasen for å undersøke hvilke faktorer som forklarer overgangen fra langvarig sykemelding til uførepensjon, med et spesielt fokus på kjønn. Alle som var langvarig sykemeldt i perioden 1. januar 1990 til 31. desember 1991 ble identifisert og fulgt opp fra 1. mars 1993 til 31. desember 1995. De finner at det er ingen kjønnsforskjeller i risikoen for å bli ufør innen tre år etter en langvarig sykemelding, men at det å ha små barn reduserer risikoen for kvinner. Deltidsarbeidende av begge kjønn

hadde større risiko for å bli ufør enn fulltidsarbeidende. Forfatterne påpeker at dette kan skyldes en negativ seleksjonsprosess ved at deltidsarbeidere i gjennomsnitt har dårligere helse, eller ved at den norske sykelønnsordningen gir bedre kompensasjon til de med lav inntekt. Gjesdal og Bratberg finner ingen entydig korrelasjon mellom kombinasjon av yrkesdeltakelse og familieforpliktelser på sykefraværet.

2.2.3 Studier fra andre land

Blank og Diderichsen (1995) undersøker variasjonen i det korte og lange fraværet i Sverige med hensyn til flere ulike variabler tilknyttet individ, familie- og arbeidsforhold. De benytter tverrsnittdata fra en svensk levekårsundersøkelse utført i perioden 1986-1989. Dataene er i tillegg koplet med registerdata om sykefraværet fra Riksförsäkringsverket. Sykefraværet er målt over en ett-års periode, mens alle andre variabler er målt ved ett bestemt tidspunkt. Dataene inneholder informasjon om hvert enkelt individs subjektive vurderinger av sin egen helsetilstand. Omsorgsansvar er målt ved om et individ har barn under syv år i husholdningen. Forfatterne finner at omsorg for barn øker sannsynligheten for både gjentatte korte fraværsperioder og langvarig sykefravær blant kvinner. Studien korrigerer ikke for en eventuell seleksjonsprosess. Resultatene kan derfor ikke brukes til å trekke noen konklusjoner om den underliggende sammenhengen mellom omsorgsansvar, yrkesaktivitet og sykefravær.

Åkerlind et al. (1996) analyserer kjønnsforskjellen i sykefraværet med hensyn til familieforpliktelser (i form av antall barn) og alder. Data er hentet fra Folk- og bostadsräkningen og består av et utvalg av den yrkesaktive befolkningen i alderen 16 til 54 år i Ostergotland fylke i Sverige, i perioden 1985-1987. Datasettet inneholder bare informasjon om det legemeldte fraværet, dvs. sykefravær på over syv dager. Den doble byrde er operasjonalisert med antall barn under 10 år. Åkerlind et al. finner markerte forskjeller i sykefraværet mellom personer med og uten barn. Disse forskjellene er også sterkt knyttet til alder og kjønn. Unge kvinner med barn har høyest sykefravær, mens menn med barn har det laveste sykefraværet for alle aldersgrupper. Studien kontrollerer ikke for om kvinnene er enslige eller lever i parforhold, slik at det høye sykefraværet blant unge kvinner med barn kan skyldes et spesielt høyt sykefravær blant unge enslige mødre. Det er heller ikke korrigerert for eventuelle seleksjonseffekter.

Vistnes (1997) undersøker hvilke faktorer som kan forklare kjønnsforskjellen i sykefraværet i USA. Avhengig variabel er antall sykefraværsdager i løpet av et år. Utvalget er trukket blant

respondenter fra en spørreundersøkelse om helseutgifter og helseforsikring gjennomført i 1987. Datasettet inneholder informasjon om antall fraværsdager i løpet av et år, samt informasjon om selvrapportert helsetilstand, yrke, industri og familieforpliktelser. Grad av familieforpliktelser er målt ved antall barn under seks og 15 år. Vistnes finner at familieforpliktelser øker sannsynligheten for sykefravær for kvinner, men ikke for menn. Barn under seks år øker både sannsynligheten for fravær og lengden på sykefraværet for kvinner.

Laaksonen et al. (2007) undersøker i hvilken grad helse, arbeidsforhold og familierelaterte faktorer kan forklare kjønnsforskjellen i sykefraværet i Finland. Data er hentet fra tre spørreundersøkelser gjennomført blant offentlige ansatte i Helsinki i 2000-2002. Disse dataene er slått sammen med data om sykefraværet fra arbeidsgiver frem til slutten av 2005. Datasettet inneholder informasjon om både det egenmeldte og legemeldte fraværet, i tillegg til selvrapportert helsetilstand og diagnose. Laaksonen et al. finner at kjønnsforskjellen er størst for det korte fraværet, men mindre for fravær på mer enn to uker. Ingen av faktorene relatert til familie, blant dem antall barn, forklarte kjønnsforskjellen i sykefraværet. Forfatterne påpeker at studien bare inkluderer menn og kvinner mellom 40 til 60 år, slik at det kan tenkes at effekten av antall barn ville vært sterkere om også yngre kohorter ble tatt med. Det er ikke tatt hensyn til eventuelle seleksjonseffekter i analysen.

Voss et al. (2008) undersøker hvilken effekt dobbeltarbeid har på sykefraværet blant offentlig ansatte i Sverige. Data er hentet fra en spørreundersøkelse gjennomført blant offentlige ansatte i fire kommuner i 2000. Opplysninger om sykefraværet er hentet fra arbeidsgiver, og inkluderer alle nye sykefraværstilfeller i løpet av 2001. Datasettet inneholder opplysninger om både det egenmeldte og legemeldte sykefraværet, i tillegg til egenrapportert helsetilstand. Voss et al. finner at det å ha barn under 16 år, eller å ha hovedansvaret for husarbeidet, ikke er forbundet med høyere risiko for sykefravær eller flere sykefraværstilfeller. Men kvinner med barn rapporterer i større grad enn andre at de opplever at arbeid og familie kommer i konflikt med hverandre. Dette gir igjen økt sannsynlighet for langvarig sykefravær. Sykefraværet er høyere for fulltidsarbeidende kvinner med barn, som har hovedansvar hjemme, sammenlignet med fulltidsarbeidende kvinner med barn som ikke har hovedansvaret hjemme. Det tas ikke hensyn til eventuelle seleksjonseffekter ved at kvinner med dårlig helse i større grad trekker seg helt eller delvis ut av arbeidsmarkedet, eller velger ikke å få (flere) barn.

Väänänen et al. (2008) undersøker effekten av dobbeltarbeid og negative spillover-effekter mellom arbeid- og familieliv på sykefraværet, med et hovedfokus på forskjeller mellom yrkesgrupper. Deres hypotese er at konflikter mellom arbeids- og familieliv, som følge av anstrengende arbeidsforhold, har en større effekt på sykefraværet enn omsorg for barn og ujevn fordeling av husholdsoppgaver. De gjennomfører en kohortstudie blant kvinnelige og mannlige kommuneansatte i Finland. I utvalget inngår bare fulltidsansatte som har jobbet minst seks måneder i tidsrommet 2000-2002. Data er hentet fra to spørreundersøkelser gjennomført i 2000 og 2001. Den avhengige variabelen er antall sykefraværstilfeller i 2001-2002, hentet fra arbeidsgivers sykefraværregister. Datamaterialet inkluderer både korttids- og langtidssykefravær. Dobbeltarbeid er målt ved antall barn mellom 7-18 år, antall barn under syv år og om respondenten har hovedansvar for husarbeid. Väänänen et al. finner at negative spillover-effekter mellom arbeid og familie gir økt sykefravær blant kvinner og menn. Dobbeltarbeid har en svak positiv effekt på sykefraværet blant kvinnelige "hvitsnipparbeidere", men ingen signifikant effekt for andre yrkesgrupper. Kvinner i denne yrkesgruppen opplever også i større grad at rollen som arbeidstaker kommer i konflikt med foreldrerollen.

Lidwall et al. (2009) undersøker også sammenhengen mellom negative spillover-effekter mellom arbeid og familie og sykefravær for kvinner og menn. Det er gjennomført telefonintervjuer av et representativt utvalg av den svenske befolkningen mellom 25 til 50 år i 2004. Det er betinget på at respondentene må være sysselsatt. Data fra intervjuundersøkelsen er koblet med sykefravær fra 2005, hentet fra det offentlige sykefraværregisteret. Datamaterialet inneholder opplysninger om det langvarige sykefraværet, dvs. sykefravær på mer enn 14 dager, i tillegg til egenrapportert helsetilstand. I stedet for å operasjonalisere den doble byrde med antall barn brukes en alternativ tilnærming der konflikter mellom arbeids- og familieliv måles direkte. Lidwall et al. finner at negative spillover-effekter mellom arbeid og familieliv øker sykefraværet blant kvinner som har hovedansvaret for husarbeid og familie. Men de negative spillover-effektene skyldes i all hovedsak faktorer tilknyttet arbeidsforhold og arbeidsmiljø, og ikke familie. Lidwall et al. finner at kvinner i større grad enn menn opplever at rollen som arbeidstaker og forelder kommer i konflikt med hverandre.

Oppsummert gir resultatene ingen entydig sammenheng mellom antall barn og sykefravær. De fleste studier finner enten en svak positiv eller ingen sammenheng, mellom antall barn og sykefravær blant yrkesaktive kvinner. Voss et al., Väänänen et al. og Lidwall et al. finner alle

at kvinner i sterkere grad enn menn gir uttrykk for at det er belastende og konfliktfylt å kombinere yrkesaktivitet med familieomsorg. De finner også at denne type konflikter gir økt sykefravær blant kvinner. Bratberg et al. er de eneste som korrigerer for eventuelle seleksjonseffekter, ved at kvinner som har problemer med å takle dobbeltarbeid i større grad trekker seg helt eller delvis ut av arbeidsmarkedet. Det er derfor vanskelig å trekke noen konklusjoner omkring den underliggende årsakssammenhengen mellom antall barn, yrkesaktivitet og sykefravær, basert på de studier som foreligger. Få studier tar heller hensyn til arbeidstid, ved for eksempel å skille mellom fulltids- og deltidsarbeidende. Det vil nødvendigvis være de kvinnene som kombinerer omsorg for barn med fulltidsarbeid, som i størst grad vil være utsatt for en dobbel byrde.

3 Helsereelaterte trygdeytelser

3.1 Sykelønnsordningen

Sykelønnsordningen i Norge ble innført i 1978 og er regulert av folketrygdeloven. Sykelønnsordningen finansieres i hovedsak over skatteseddelen med unntak av i arbeidsgiverperioden da utbetalinger dekkes av arbeidsgiver. I internasjonal sammenheng er det vanlig å ha offentlige forsikringsordninger mot tap av inntekt ved sykdom eller ved tap av arbeid. Nesten alle land har reduserte ytelser ved sykefravær, men Norge er et av få land som har full inntektskompensasjon (Mykletun, 2010).

Sykelønnsordningen omfatter flere ulike ytelser. Sykepenger og arbeidsavklaringspenger skal dekke inntektstap ved midlertidig bortfall av arbeidsinntekt grunnet sykdom eller skade, mens uførepensjon dekker inntektstap ved varig bortfall av arbeidsinntekt.

3.1.1 Sykepenger

Alle som har vært i arbeid i minst fire uker og som har inntekt på mer enn 50 prosent av grunnbeløpet (G=75 641 kr per 1. mai 2010) har rett på sykepenger. De første 16 fraværsdagene blir dekket av arbeidsgiver. Etter dette får arbeidsgiver refundert utbetalingene til sykepenger av NAV. Inntektsgrensen gjelder ikke for sykepenger i arbeidsgiverperioden. Kompensasjonsgraden er på 100 prosent til inntil 6G fra første fraværsdag og i inntil et år. Det vil si at de med 453 846 kroner i årslønn får full lønn ved sykdom. I offentlig sektor får alle ansatte med inntekt over 6G utbetalt full lønn ved sykdom. Dette er praksis også i det meste av privat sektor. Sykepengene beregnes på grunnlag av mottakerens gjennomsnittlige ukeinntekt de siste fire ukene før sykemelding, omregnet til årsinntekt. Beregningsgrunnlaget kan endres hvis inntekten den siste tiden er endret eller er sterkt varierende.

Alle arbeidstakere som har vært ansatt hos samme arbeidsgiver i minst to måneder har rett til å benytte egenmelding ved sykdom. Etter tre egenmeldte fraværsdager kan arbeidsgiver kreve sykemelding fra lege. Arbeidstakere kan benytte retten til bruk av egenmelding fire ganger i løpet av et år. Ansatte i bedrifter som har inngått intensjonsavtalen om et inkluderende

arbeidsliv (IA – avtalen)⁶ kan bruke egenmelding i åtte dager før det kreves sykemelding fra lege, og har rett til å benytte seg av egenmelding i 24 dager i løpet av et år. Arbeidstaker har også rett på sykepenger ved sykdom hos barn. Hver forelder har 10 slike fraværsdager i året, mens aleneforeldre har 20 slike fraværsdager.

Innen seks uker skal arbeidstaker og arbeidsgiver sammen lage en oppfølgingsplan for hvordan arbeidstaker raskest mulig kan komme tilbake i arbeid. Ved fremdeles sykdom etter åtte uker må det leveres en utvidet legeerklæring. Etter 12 uker sykemelding er arbeidsgiver pålagt til å kalle den sykemeldte inn på dialogmøte, med mål om å finne løsninger som kan få den sykemeldte tilbake i arbeid. Grunnlaget for fortsatt sykemeldning må stadfestes og NAV må vurdere om det er behov for medisinske, yrkesrettede eller andre tiltak.

3.1.2 Arbeidsavklaringspenger

Ved fremdeles sykdom etter ett år kan man søke om arbeidsavklaringspenger. For å kunne motta arbeidsavklaringspenger må en kunne dokumentere at arbeidsevnen er redusert med mer enn 50 prosent. Arbeidsavklaringspenger er en ny stønad som ble innført 1. mars 2010 og som erstatter attføringspenger og rehabiliteringspenger. Disse to ytelsene ble innført i 1994 og erstattet attføringspenger. Rehabiliteringspenger skulle sikre inntekt under medisinsk behandling, mens attføringspenger skulle sikre inntekt under yrkesrettet attføring.

Arbeidsavklaringspenger fungerer som en erstatning for tapt inntekt i en overgangsperiode og utgjør 66 prosent av tidligere inntekt med en minsteytelse på 1,97 G. Størrelsen på arbeidsavklaringspengene er blant annet avhengig av tidligere inntekt, forsørgelsesbyrde og om en mottar andre ytelser fra folketrygden. For å motta arbeidsavklaringspenger må man sende inn meldekort til NAV hver fjortende dag. En kan motta arbeidsavklaringspenger i inntil fire år.

3.1.3 Uførepensjon

Uførepensjon er fra 1. januar 2004 en fellesbetegnelse for tidsbegrenset uførestønad og varig uførepensjon. Tidsbegrenset uførepensjon er en midlertidig ytelse som gis i de tilfeller der det er muligheter for at stønadsmottaker kan komme tilbake i arbeid. Varig uførepensjon gis i de tilfeller der det antas at mottaker ikke vil kunne komme tilbake i arbeid eller kunne øke sin

⁶ IA - avtalen ble inngått første gang høsten 2001 mellom regjeringen og partene i arbeidslivet. Målet er å redusere det totale sykefraværet med 20 prosent i forhold til nivået andre kvartal 2001, få flere med redusert arbeidsevne ut i arbeidslivet og øke den reelle pensjoneringsalderen.

arbeidsinnsats. For å kunne få tilstått tidsbegrenset eller varig uførepensjon er det et krav at inntektsevnen er redusert med mer enn 50 prosent på grunn av skade eller sykdom etter gjennomført medisinsk behandling og arbeidsrettede tiltak.

Tidsbegrenset uførestønad beregnes etter tilsvarende regler som ved innvilgelse av arbeidsavklaringspenger. Kompensasjonsgraden før skatt er på 66 prosent. Varig uførepensjon beregnes på samme måte som alderspensjon. Uførepensjonen beregnes på grunnlag av opptjente og framskrevne pensjonspoeng til og med fylte 66 år. Uførepensjonen består av grunnpensjon, tilleggspensjon og/eller sært tillegg. Gjennomsnittlig kompensasjonsgrad er mellom 50 og 60 prosent før skatt. Kompensasjonsgraden er høyere for lave enn for høye inntekter (NOU 2007:4). I forbindelse med innføring av ny pensjonsordning 1. januar 2011, vil alle uførepensjonister inntil videre overføres til alderspensjon ved 67 år og omfattes av de generelle reglene om levealdersjustering (Prop. 82L, 2009-2010).

4 Økonometrisk modell

I regresjonsanalysen i kapittel 6 estimerer vi både sannsynligheten for at et gitt individ har minst ett sykepengetilfelle og antall erstattede sykepengedager. Datamaterialet som benyttes i analysen er et paneldatasett. Et paneldatasett består av gjentatte observasjoner over de samme observasjonsenhetene over flere tidsperioder.

I dette kapitlet vil det bli redegjort for de økonometriske modellene brukt i analysen, og for problemet med seleksjon i modellen. Avslutningsvis presenteres en enkel test for seleksjon i fast effekt modellen.

Fremstillingene i dette kapitlet bygger i hovedsak på Verbeek (2008).

4.1 Paneldata

Ettersom variablene vi observerer varierer både over individ og tid vil vi ofte få mer presise estimater ved bruk av paneldata enn i tilfellet med tverrsnitt- og tidsseriedata. En annen viktig fordel med bruk av paneldata er muligheten til å kontrollere for uobservert individuell heterogenitet.

En enkel paneldatamodel er gitt ved:

$$y_{it} = x_{it}'\beta + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (4.1)$$

x_{it} er en vektor med forklaringsvariabler og β en tilhørende parametervektor som måler effekten av disse på den avhengige variabelen y_{it} . α_i er uobserverbare individspesifikke kjennetegn ved individene som antas å være konstant over tid. ε_{it} er et uobservert feilledd som kan variere både over individ og over tid.

4.2 Vanlig minste kvadraters metode

Paneldataene kan estimeres med vanlig minste kvadraters metode. Modellen er da gitt ved:

$$y_{it} = x_{it}'\beta + u_{it} \quad (4.2)$$

Den avhengige variabelen y_{it} er antall erstattede sykefraværsdager til individ i i løpet av år t . u_{it} er et feilledd med forventning lik 0 og konstant varians. I denne modellen antas det at det ikke er noe uobserverbar individuell heterogenitet, slik at $\alpha_i = 0$. $\hat{\beta}_{MKM}$ er forventningsrett og konsistent⁷ gitt at $E(x_{it}u_{it}) = 0$, altså at forklaringsvariablene er ukorrelert med feilleddet.

Modellen utnytter både variasjon mellom individ og innad individ over tid. I fravær av uobservert heterogenitet vil estimering av modellen med vanlig minste kvadraters metode gi de mest presise koeffisientestimatene.

4.3 Paneldatamodeller med lineær avhengig variabel

Ettersom vi observerer de samme individene over flere tidsperioder vil det være urealistisk å anta at feilleddet fra ulike tidsperioder er ukorrelert. Sykefraværet til et individ kan for eksempel være avhengig av uobserverbare individspesifikke egenskaper som varierer lite over tid. Hvis $\alpha_i \neq 0$ vil estimering av modellen i (4.2) med minste kvadraters metode gi ineffisiente koeffisientestimer⁸. Dette som et resultat av seriekorrelasjon i feilleddet, forårsaket av α_i .

To ulike paneldatamodeller tar hensyn til uobservert heterogenitet. Hovedforskjellen mellom de to modellene er hvilken antagelse som gjøres om sammenhengen mellom den inkluderte uobserverbare heterogeniteten og forklaringsvariablene. I tilfeldig effekt modellen inngår α_i som et tilfeldig komponent i feilleddet.

$$u_{it} = \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (4.3)$$

der ε_{it} er et feilledd med forventning lik 0 og konstant varians, og komponenten α_i har konstant varians og er konstant over tid. Tilfeldig effekt modellen transformerer variablene i modellen og estimerer den transformerte modellen med generalisert minste kvadraters metode. Dette for å kontrollere for autokorrelasjon i feilleddet, forårsaket av α_i . Tilfeldig effekt estimatoren utnytter både informasjon mellom og innad individ. Tilfeldig effekt

⁷ En estimator er forventningsrett om estimatorens forventningsverdi er lik gjennomsnittet i populasjonen. Estimatoren er konsistent gitt at den konvergerer i sannsynlighet mot den sanne populasjonsverdien når antall individer og tidsperioder øker.

⁸ En estimator er effisient hvis den er den estimatoren med minst varians. Variansen til hellningskoeffisienten er omvendt proporsjonal med variansen til feilleddet.

estimatoren er kun konsistent gitt $E(x_{it}u_{it}) = 0$. Altså at forklaringsvariablene x_{it} er ukorreletert både med α_i og u_{it} .

Det vil ofte være urealistisk å anta ingen korrelasjon mellom x_{it} og α_i . I vårt tilfelle antar vi at uobserverbare egenskaper ved individene, som for eksempel helsetilstand, både kan påvirke beslutningen om å delta i arbeidsmarkedet, å få (flere) barn og sykefraværet. I fast effekt modellen inkluderes uobserverbar heterogenitet i et individspesifikt konstantledd i modellen. Fast effekt modellen er gitt ved:

$$y_{it} = \alpha_i + x_{it}'\beta + \varepsilon_{it} \quad (4.4)$$

I fast effekt modellen kontrolleres det for uobserverbar heterogenitet i α_i ved å transformere modellen slik at den uobserverbare heterogeniteten elimineres. Hvis vi antar at α_i er konstant over tid, kan dette gjøres ved å trekke fra de individspesifikke gjennomsnittene $\bar{y}_i = \bar{x}_i'\beta + \bar{\varepsilon}_i$ fra modellen i (4.4). Dette gir den transformerte modellen i (4.5)⁹.

$$y_{it} - \bar{y}_i = (x_{it} - \bar{x}_i)'\beta + (\varepsilon_{it} - \bar{\varepsilon}_i) \quad (4.5)$$

Modellen gitt ved (4.5) estimeres med minste kvadraters metode. Som et resultat av denne transformasjonen vil også forklaringsvariabler som er konstant over tid bli transformert bort. Vi kan dermed ikke estimere effekten av disse forklaringsvariablene på den avhengige variabelen y_{it} . Modellen utnytter bare informasjon som varierer over tid for individene. Fast effekt estimatoren vil derfor være mindre effisient enn tilfeldig effekt estimatoren.

$\hat{\beta}_{FE}$ er forventningsrett gitt $E(x_{it}\varepsilon_{it}) = 0$. Altså at de tidsvarierende forklaringsvariablene er ukorreletert med feilleddet ε_{it} . $\hat{\beta}_{FE}$ er også konsistent gitt at antall observasjoner N , antall tidsperioder T eller begge går mot uendelig. Fast effekt estimatoren vil være konsistent uavhengig av om x_{it} er korrelert med α_i , mens tilfeldig effekt estimatoren bare er konsistent og effisient om x_{it} og α_i er ukorrelerte.

I denne analysen har vi bare opplysninger om sykefraværet utover arbeidsgiverperioden, dvs. fra dag 15/17 i sykefraværsforløpet. Det skiller ikke mellom de som har ingen fraværsdager

⁹ Det finnes også andre måter å transformere bort uobserverbar heterogenitet i α_i , for eksempel førstedifferanser (se for eksempel Verbeek, 2008).

og de som har fravær på mindre enn 14/16 dager¹⁰. Den avhengige variabelen er derfor venstresensurert. For denne type variabel er det vanlig å benytte en tobit-regresjonsmodell, ettersom estimering med minste kvadraters metode vil gi forventningsskjeve koeffisientestimer. Vi velger likevel å estimere en lineær modell ettersom vi i denne analysen fokuserer på effekten av forklaringsvariablene på det langvarige sykefraværet (utover arbeidsgiverperioden). Med paneldata vil det også bare være mulig å estimere en tilfeldig effekt tobitmodell. Denne forutsetter at de individspesifikke effektene er uavhengig av forklaringsvariablene, noe som er diskutabelt i denne sammenhengen. En annen begrensning ved tobitmodellen er at den i motsetning til minste kvadraters metode forutsetter normalfordelte feilledd for å gi konsistente estimater. Angrist og Pischke (2009) argumenterer også for at selv om tobitmodellen gir mer forventningsrette koeffisientestimer, så vil dette ha lite å si når vi regner ut marginaleffekter. De viser til at estimatene fra en lineær modell estimert med minste kvadraters metode vil være nokså like marginaleffektene fra tobitmodellen.

4.4 Paneldatamodeller med diskret avhengig variabel

I diskrete paneldatamodeller tar den avhengige variabelen to eller flere diskret, gjensidig utelukkende kategorier.

Vi ønsker å undersøke sannsynligheten for at et individ har et sykepengetilfelle med varighet utover arbeidsgiverperioden. Den avhengige variabelen y_{it} er en binær variabel som indikerer om et individ har hatt erstattede sykefraværsdager i år t eller ikke.

I mange tilfeller blir en binær sannsynlighetsmodell utledet med utgangspunkt i en underliggende latent variabelmodell.

$$y_{it}^* = x_{it}'\beta + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (4.6)$$

Modellen i (4.6) betegner individ i sin tilbøyelighet til å ha erstattede sykefraværsdager i år t . y_{it}^* måler differansen i tilbøyelighet mellom å ha erstattet fravær og ikke-erstattet fravær i år t . Vi observerer ikke denne differansen, men antar at om den er positiv vil vi observere $y_{it} = 1$ (syk).

¹⁰ Arbeidsgiverperioden ble utvidet fra 14 til 16 dager 1. april 1998.

$$\begin{aligned} y_{it} &= 1 \text{ hvis } y_{it}^* > 0 \\ &= 0 \text{ hvis } y_{it}^* \leq 0 \end{aligned} \quad (4.7)$$

Når den avhengige variabelen er diskret spesifiserer vi regresjonsmodellen som en sannsynlighetsmodell:

$$P\{y_{it} = 1\} = P\{y_{it}^* > 0 | x_{it}\} = F\{x_{it}'\beta + \alpha_i + \varepsilon_{it}\} \quad (4.8)$$

Sannsynligheten for at $y_{it} = 1$, dvs. syk, er avhengig av forklaringsvariablene x_{it} og uobserverte individspecifikke egenskaper α_i .

4.4.1 Logitmodellen

Ved å slå sammen paneldataene, som vi gjorde i det lineære tilfellet, kan vi sette opp en diskret modell der det antas ingen uobserverbar heterogenitet, $\alpha_i = 0$. Vi antar at feilleddet i modellen er logistisk fordelt og får da logitmodellen gitt ved:

$$P(y_{it} = 1 | x_{it}) = \frac{\exp(x_{it}'\beta)}{1 + \exp(x_{it}'\beta)} = \Lambda(x_{it}'\beta) \quad (4.9)$$

Modellen kan maksimeres med sannsynlighetsmaksimeringsprinsippet (maximum likelihood). Denne metoden går ut på å finne de verdiene for de ukjente populasjonsparametrene som maksimerer sannsynligheten for å observere det utvalget vi har trukket. Sannsynlighetsmaksimeringsestimatorene ($\hat{\beta}_{SM}$) er konsistent og effisient gitt at antall tidsperioder (T) går mot uendelig.

4.4.2 Fast effekt logitmodellen

Fast effekt logitmodellen er gitt ved:

$$P(y_{it} = 1 | x_{it}) = \frac{\exp(x_{it}'\beta + \alpha_i)}{1 + \exp(x_{it}'\beta + \alpha_i)} = \Lambda(x_{it}'\beta + \alpha_i) \quad (4.10)$$

For fast T og $N \rightarrow \infty$ er $\hat{\beta}_{SM}$ inkonsistent. Dette fordi at ved fast T vokser antall parametre med utvalgsstørrelsen $N \rightarrow \infty$ og vi får det som kalles tilfeldig parameter problemet. Inkonsistens i $\hat{\alpha}_i$ gir inkonsistens i $\hat{\beta}_{SM}$. I den lineære modellen ble dette problemet løst ved å transformere bort α_i . Dette er ikke mulig i det diskrete tilfellet. En alternativ tilnærming er

da å betinge likelihoodfunksjonen til hvert individ på $\sum_{t=1}^{T_i} y_{it}$, det totale antall utfall der y_{it} tar verdien 1, som foreslått av Chamberlain (1980). Estimeringen er betinget på de individene som både har verdien 0 og 1 på den avhengige variabelen i løpet av analyseperioden. Det vil si de som både har og ikke har erstattede sykefraværsdager i løpet av observasjonsperioden. De som ikke har erstattede sykefraværsdager i løpet av analyseperioden, eller som har erstattede sykefraværsdager i hver periode utelates dermed fra modellen. Når vi estimerer fast effekt logitmodellen benytter vi følgelig et underutvalg sammenlignet med logitmodellen.

4.5 Seleksjon¹¹

Vi har sett at vi ved bruk av paneldatamodeller kan ta hensyn til uobserverbar heterogenitet mellom individene. Som tidligere nevnt kan vi også ha et problem med seleksjon i datamaterialet vårt. Seleksjonsproblemet oppstår for eksempel dersom valget om å delta i arbeidsmarkedet, arbeide fulltid, eller å få (flere) barn ikke er uavhengig av utfallsvariabelen. Dette betyr at fordelingen til den avhengige variabelen y_{it} gitt x_{it} , betinget på seleksjon, er ulik fordelingen til y_{it} gitt x_{it} . Et eksempel kan være at kvinner med bedre helse enn gjennomsnitt, i større grad vil delta i arbeidsmarkedet og få (flere) barn. Arbeidsstyrken, og vårt utvalg, vil da bestå av en uproporsjonal andel relativt friske mødre, og dermed ikke utgjøre et tilfeldig utvalg av den kvinnelige befolkningen. Vi ønsker å teste for om de kvinnene som arbeider fulltid er en selektert gruppe.

Om et individ arbeider fulltid eller ikke er definert ved en dummyvariabel r_{it} , som tar verdien 1 om et individ arbeider fulltid, og 0 ellers. En eventuell seleksjonsprosess kan beskrives med utgangspunkt i en latent variabelmodell:

$$r_{it}^* = z_{it}'\gamma + \zeta_i^* + \eta_{it} \quad (4.11)$$

z_{it} er en vektor av forklaringsvariabler, som potensielt kan inneholde noen av de samme faktorene som i x_{it} . ζ_i^* er uobserverbar tidskonstant heterogenitet. η_{it} er en uobserverbar tilfeldig variabel. Vi observerer $r_{it} = 1$ (fulltid) hvis $r_{it}^* > 0$, og 0 ellers.

¹¹ Fremstillingen i dette avsnittet bygger på Verbeek og Nijman (1992).

$\hat{\beta}_{FE}$ er foreventningsrett og konsistent gitt:

$$E((x_{it} - \bar{x}_i)\varepsilon_{it} | r_{i1}, \dots, r_{iT}) \quad (4.12)$$

Betingelsen i (4.12) legger ingen restriksjoner på hvordan seleksjonseffekten og forklaringsvariablene er korrelert med α_i . Transformering av modellen eliminerer bort problemet med tidskonstant uobserverbar heterogenitet mellom individene og eventuelle seleksjonsproblemer som opererer gjennom α_i . Hvis derimot en eventuell seleksjonsprosess operer gjennom feilleddet ε_{it} , vil estimering av modellen gi forventningsskjev og inkonsistente koeffisientestimerer ettersom det gir brudd på betingelsen i (4.12). Seleksjonsproblemet oppstår altså hvis $E(\varepsilon_{it} | r_{it}) \neq 0$.

4.5.1 Test for seleksjon

Vi ønsker å teste for om de kvinnene som arbeider fulltid er en selektert gruppe. Verbeek og Nijman (1992) har foreslått en enkel test for seleksjon i fast effekt modellen. Testen går ut på å inkludere en tidsforskjøvet variabel for fulltid i modellen. Den inkluderte variabelen $r_{i,t-1}$ indikerer om et individ arbeidet fulltid i forrige periode. Hvis vi kaller koeffisienten til den inkluderte variabelen $r_{i,t-1}$ for λ_r vil nullhypotesen være $H_0^r : \lambda_r = 0$. Nullhypotesen sier da at det at et individ er observert i periode 1 til T ikke skal være korrelert med feilleddet i modellen. Under nullhypotesen om ingen seleksjon skal koeffisienten til den inkluderte variabelen ikke være signifikant. Verbeek og Nijman poengterer at testen kan være for svak til å avdekke et eventuelt seleksjonsproblem.

5 Data

5.1 Datamaterialet

Datamaterialet som benyttes i denne oppgaven er hentet fra FD-Trygd. FD-Trygd inneholder informasjon fra administrative registre fra NAV (tidligere Rikstrygdeverket), Skattedirektoratet, SSB, Arbeidsdirektoratet og Utdanningsdirektoratet. Databasen inneholder opplysninger om trygdeforhold og andre statistiske data for individer i alderen 16 til 67 år, fra og med 1992 (Dahl, 1999). Datamaterialet er tilrettelagt for forskning av SSB. Datamaterialet inneholder informasjon om utbetalinger av fødsels- og sykepenges fra folketrygden, attføring og uførepensjon, arbeidsforhold og inntekt, samt demografiske bakgrunnsopplysninger om hvert individ. Ettersom datamaterialet bare inneholder informasjon om utbetalte sykepenges fra folketrygden, har vi bare informasjon om sykefravær utover arbeidsgiverperioden.

Utgangspunktet for utvalget brukt i analysen er alle kvinner født mellom 1953-1968. I 1993 utgjør dette 479 345 individer. Analyseperioden er fra 1993-2006. Kvinnene er mellom 25 til 40 år i 1993, og dermed mellom 38 til 53 år i 2006. Ettersom kvinnene i utvalget blir eldre over tid vil ikke utvalget være representativt for den øvrige arbeidsstyrken.

Utvalget avgrenses til alle kvinner som potensielt kan motta sykepenges i hver periode, ettersom formålet er å undersøke effekten av store familieforpliktelser og arbeidsmarkedsdeltakelse på sykefraværet. Alle kvinner som starter på et sykefravær før 1993, som vi vet ender med varig uførepensjon før 2008 uten noe mellomliggende avbrudd, er utelatt.

I denne analysen er kvinner som ikke er født i Norge også utelatt. Begrunnelsen for dette er at det for denne gruppen kvinner ofte er korte panel og at viktige bakgrunnsopplysninger, som for eksempel utdanning, ofte mangler. I tillegg har innvandrerkvinner ulik helsebakgrunn enn kvinner født i Norge, og tilpasser seg ofte forskjellig fra norske kvinner i arbeidsmarkedet.

Individer som mottar andre helserelaterte ytelses (attføring, foreløpig uførepensjon og varig uførepensjon) i løpet av analyseperioden tas ut av utvalget de årene de mottar disse ytelsene. For de som mottar attføring gjelder dette bare de som mottar attføring i mer enn seks måneder i inneværende år. Staten er selv ansvarlig for å utbetale sykepenges til sine ansatte og får ikke refundert sykepengeutbetalinger av NAV for sykefravær utover arbeidsgiverperioden.

Statsansattes sykefravær er dermed ufullstendig registrert i datamaterialet, og statsansatte er derfor utelatt fra denne analysen. For oversikt over utvalget ved tilrettelegging se Appendiks A.

Det tilrettelagte utvalget er på 388 482 individer i 1993. Panelet er ubalansert. Det vil si at ikke alle kvinnene er observert i alle perioder. Alle individene i panelet er observert i 1993, men noen forsvinner permanent eller midlertidig fra utvalget grunnet utvandring eller død, eller ved at de går over på midlertidig eller varig uførepensjon.

5.2 Variablene i analysen

Utgangspunktet og formålet med oppgaven er å undersøke dobbeltarbeidshypotesen. Denne postulerer at en dobbel byrde, i form av at kvinner har hovedansvaret i hjemmet i tillegg til å ha en fulltidskarriere, øker sykefraværet blant kvinner. I datamaterialet har vi variabler som gir opplysninger om sykefravær, sysselsetting og omsorgsansvar, samt bakgrunnsopplysninger om individene. Vi velger å operasjonalisere den doble byrde med antall barn, der vi antar at byrden øker med antall barn. Dette ettersom vi benytter oss av registerdata i analysen, og dermed ikke har tilgang på noen subjektive vurderinger av den doble byrde, for eksempel fra spørreundersøkelser. Som nevnt innledningsvis kan en alternativ tilnærming være at kvinner i større grad enn menn opplever at rollen som arbeidstaker og forelder kommer i konflikt med hverandre, noe deler av den empiriske litteraturen tyder på. I disse studiene måles den doble byrde med selvoppfattede konflikter mellom arbeid og familieliv og i hvilken grad respondenten har hovedansvar for husholdning og familie.

5.2.1 Avhengige variabler

Syk og sykedager:

For hvert individ har vi telt opp det totale antall erstattede sykefraværsdager hvert år. Variabelen *sykedager* gir opplysninger om totalt antall erstattede sykefraværsdager for sykepengetilfeller som startet i inneværende år. Variabelen *syk* er en dummyvariabel som tar verdien 1 om et individ har et sykepengetilfelle i inneværende år. For hvert individ har vi summert opp antall erstattede dager for sykepengetilfeller med oppstart i inneværende år. For en person som starter på et sykepengetilfelle i ett år, som går over i det neste kalenderåret, vil totalt antall erstattede sykedager bli ført opp i det året sykepengetilfellet starter. Sykefravær grunnet barns sykdom er tatt ut.

5.2.2 Forklaringsvariabler

Antall barn:

Grad av familieforpliktelser er målt ved antall barn. I den empiriske analysen benyttes *antall barn under 18 år*. I regresjonene undersøkes også effekten av *antall barn under 11 år* og *antall barn under 6 år*. I følge dobbeltarbeidshypotesen vil det være en positiv sammenheng mellom antall barn og sykefravær blant yrkesaktive kvinner, ettersom flere barn øker arbeidsbyrden hjemme. Vi forventer at en eventuell dobbeltarbeidseffekt vil være sterkere for yngre barn ettersom en kombinasjon av yrkesaktivitet og omsorg for små barn kan tenkes å være mest belastende.

I analysen kontrolleres det også for barn født i observasjonsperioden. *Antall måneder gravid* inkluderes for å kontrollere for det høye sykefraværet blant gravide. Denne er konstruert ved å trekke fra syv måneder fra den måneden et fødselspengetilfelle starter. Dummyvariabelen *nytt barn i forrige periode* tar verdien 1 i ett år etter fødsel, og 0 ellers. Denne variabelen inkluderes ettersom disse kvinnene i mindre grad vil være i arbeid, på grunn av den lange fødselspermisjonen i Norge. Dummyvariabelen *nytt barn i t-2* tidsforskyver denne variabelen i en periode, og tar altså verdien 1 i to år etter fødsel, og 0 ellers. Vi forventer at denne variabelen vil ha en positiv effekt på sykefraværet ettersom kvinner med små barn forventes å ha høyere sykefravær når de er tilbake i jobb.

Arbeidstid:

Ettersom en stor andel av de kvinnelige sysselsatte i Norge arbeider deltid er det interessant å sammenligne sykefraværet blant kvinner med ulik arbeidstid. Den totale arbeidsbyrden for kvinnelige deltidsansatte med barn vil være mindre enn den totale arbeidsbyrden for kvinnelige fulltidsansatte med barn. Vi må derfor skille mellom de som arbeider fulltid og deltid i utvalget.

Variabelen *arbeidstid* viser arbeidstid per 1. oktober i inneværende år og har tre kategorier (1: 4-19, 2: 20-29 og 3: 30+ timer per uke). Fra 1993-2002 er denne variabelen basert på forventet arbeidstid, mens den de fire siste årene er konstruert med utgangspunkt i gjennomsnittlig arbeidstid. Opplysningene om arbeidstid i FD-Trygd er hentet fra arbeidstakerregisteret. I de tilfeller der et individ har flere arbeidsforhold er det tatt utgangspunkt i det arbeidsforholdet med lengst arbeidstid. Noen vil derfor være registrert med færre arbeidstimer enn faktisk antall arbeidstimer. Med utgangspunkt i variabelen *arbeidstid*

har jeg konstruert en variabel *fulltid* som tar verdien 1 om et individ arbeider 30 timer eller mer per uke, og tar verdien 0 om et individ arbeider mindre enn dette. Fulltidskategorien vil derfor også inkludere de som bare jobber 80 prosent, noe som vil kunne gi en underestimering av effekten av arbeidstid på sykefraværet.

Variabelen for arbeidstid er, som nevnt, hentet fra arbeidstakerregisteret. I noen tilfeller vil et arbeidsforhold ikke være registrert i arbeidstakerregisteret. Dersom det ikke er tilfeldig hvem vi mangler opplysninger om kan vi risikere at utvalget vårt er selektert. For å kontrollere for eventuelle kvalitetsproblemer med variabelen *fulltid* konstruerer vi et inntektsbasert mål på arbeidstid. Denne er konstruert ved hjelp av en fulltidsindikator som er lik inntekten til 25% percentilen blant de som tar verdien 3 på variabelen *arbeidstid* (30 timer eller mer). *Fulltidsindikatoren* tar verdien 1 om lønnsinntekten i inneværende år er over denne indikatoren, og tar verdien 0 hvis lønnsinntekten er lavere enn denne indikatoren. Vi forventer å finne en positiv sammenheng mellom denne variabelen og sykefraværet ettersom de fulltidsansatte vil ha en større arbeidsbelastning enn de deltidsansatte.

Hvor godt mål inntekt er på arbeidstid er avhengig av grad av lønnsheterogenitet. Høy inntekt vil ikke i alle tilfeller være korrelert med lang arbeidstid. Hvis høy lønn i tillegg er korrelert med gode arbeidsforhold vil vi kunne få en underestimering av effekten av arbeidstid på sykefraværet. Samtidig vil arbeidsmarkedet kunne være karakterisert ved kompenserende lønnsdifferanser slik at individer med høy inntekt delvis kan forventes å være kompensert for krevende arbeidsforhold. Dette vil i så fall gi en overestimering av effekten av arbeidstid på sykefraværet slik at vi får forventningskjevhet som går i motsatt retning. Ettersom kompenserende lønnsdifferanser vil være mindre utbredt på tvers av næringer forventer vi at den første effekten vil dominere (Bratberg et al., 2002).

I den deskriptive analysen er det tatt utgangspunkt i opplysningene fra arbeidstakerregisteret. Variablene *arbeidstid* og/eller *fulltid* er brukt både i den deskriptive analysen og i regresjonsmodellene om ikke annet nevnt.

Lønn:

Variabelen *lønn* omfatter lønnsinntekt som årsbeløp målt i 100 000 kroner, omregnet til 2006-kroner. Lønnsinntekt vil til en viss grad være relatert til arbeidstid, ettersom variablene *arbeidstid* og *fulltid* bare gir et grovt mål på faktisk arbeidstid. De som har høy lønn jobber

potensielt mer og vil ha større sannsynlighet for å oppleve at rollen som arbeidstaker og forelder kommer i konflikt med hverandre. Høy lønn kan derfor forventes å ha en positiv effekt på sykefraværet. Samtidig kan høy lønnsinntekt være en indikator på arbeid preget av varierte og faglige utfordrende arbeidsoppgaver og lav fysisk belastning. Som diskutert over vil høy lønn heller ikke alltid innebære lang arbeidstid. Effekten av lønn på sykefraværet er dermed usikker.

Vi har også opplysninger om *ektemannens yrkesinntekt*, som måler yrkesinntekten i 2006-kroner, for alle som har sivilstatus gift. For de som er skilt, separert eller har registrert partner er denne variabelen ufullstendig registrert. Variabelen *samlet husholdningsinntekt* er konstruert ved å summere kvinnens og ektemannens yrkesinntekt. For de kvinnene der ektemannens yrkesinntekt mangler, og for de som er registrert som enslige, er husholdningsinntekt lik individets yrkesinntekt.

Offentlig sektor:

Vi ønsker å kontrollere for hvilken næring eller sektor et individ arbeider i. Vi har opplysninger om arbeidsforhold per 1. oktober i inneværende år. Ved hjelp av informasjon om næringskategorier er det konstruert fire dummyvariabler som indikerer om en kvinne arbeider innenfor *helse og sosiale tjenester, undervisning, varehandel, hotell- og restaurantvirksomhet* eller *forretningsmessig tjenesteyting*. Sistnevnte kategori omfatter alle som arbeider innenfor bank, forsikring, eiendomsdrift og privat tjenesteyting. Det er også konstruert en restkategori som omfatter alle *andre næringer*. Fra 1993-1994 er næringskategoriene klassifisert ved næringskoder basert på FNs internasjonale næringsstandard ISIC, og fra 1995-2003 på EUs standard NACE Rev. 1.

Det er også konstruert en dummyvariabel *offentlig sektor* som tar verdien 1 om et individ arbeider i offentlig sektor i periode t , og verdien 0 ellers.

Offentlig sektor er definert til å inkludere næringene:

- Vannforsyning, kloakk og renovasjonsvirksomhet
- Undervisning
- Helse- og sosiale tjenester
- Offentlig administrasjon, sosialforsikring og forsvar
- Offentlig forretningsdrift og offentlige eide foretak

- Annen offentlig tjenesteyting

Privat sektor inkluderer næringene:

- Olje- og gassutvinning og bergverksdrift
- Industri
- Kraftforsyning
- Bygge- og anleggsvirksomhet
- Varehandel, hotell- og restaurantvirksomhet
- Transport og kommunikasjon
- Finansiell tjenesteyting og forsikring
- Annen privat tjenesteyting

Kvinner dominerer innenfor næringer og sektorer med høyt sykefravær. Et eksempel er helse- og omsorgssektoren der sykefraværet er høyt, sammenlignet med andre næringer (NOU 2010:13). Tidligere studier har vist at denne forskjellen ikke kan forklares med yrkes- eller næringsspesifikke kjennetegn ved denne sektoren (se Kostøl og Telle, 2011). Samtidig kan det tenkes at arbeid i noen næringer eller sektorer er enklere å kombinere med omsorg for små barn. Ved å inkludere opplysninger om sektor i analysen kan vi undersøke om en slik effekt kan være med på å styre en eventuell seleksjonsprosess.

Alder:

Variabelen *alder* er definert som alder i år t . I utgangspunktet forventes det at sykefraværet vil øke med alder ettersom kvinnenenes helse svekkes med årene. Eldre kvinner vil være mer utsatt for noen type sykdommer og vil også ha økt sannsynlighet for slitasjeskader etter mange år i arbeidslivet. Det kan likevel tenkes at sykefraværet vil falle med alder ettersom kvinnene i den eldste aldersgruppen vil ha større overgang til andre helserelaterte ytelser som attføring, foreløpig og varig uførepensjon, slik at det gjenstående utvalget vil være relativt friskere.

Sivil status:

Dummyvariabelen *gift* indikerer om et individ er gift i inneværende år. Kategorien inkluderer ikke samboere. Det forventes at kvinner som lever i partnerskap vil ha en mindre total arbeidsbyrde enn ugifte kvinner fordi de har en partner å dele husholdningsansvar og husholdningsutgifter med. Samtidig vil belastning ved skilsmisse eller tap av partner kunne

forventes å ha en negativ helseeffekt. Tidligere studier har funnet at skilsmisse øker sannsynligheten for sykefravær (Bratberg et al., 2002; Markussen et al., 2009).

Utdanning:

Utdanning er målt ved tre dummyvariabler som indikerer om en kvinne har 0-9 års utdanning (grunnskole), 10-12 års utdanning (videregående skole) eller mer enn 12 års utdanning (høyere utdanning). Det forventes at antall år med utdanning vil være negativt korrelert med sykefraværet ettersom høy utdanning kan tenkes å være en indikator på varierte arbeidsoppgaver som gir liten fysisk belastning.

Variabelen *under utdanning* er en dummy som tar verdien 1 om et individ er under utdanning i periode t , og 0 ellers. Kvinner som er under utdanning i løpet av analyseperioden vil i større grad stå helt utenfor, eller i mindre grad delta i arbeidsmarkedet, noe som reduserer sannsynlighet for sykefravær. Det forventes derfor at variabelen vil være negativt korrelert med sykefravær.

Andre helserelaterte ytelser:

Vi har også opplysninger om betalt fødselspermisjon. *Antall måneder med fødselspermisjon* viser antall måneder i løpet av året individet har mottatt fødselspenger. Denne variabelen er konstruert ved å trekke fra syv måneder fra den måneden et fødselspengetilfelle starter. Når individet mottar fødselspenger kan hun ikke samtidig motta sykepenger. Vi forventer derfor at risikoen for sykefravær faller med antall måneder med fødselspermisjon. Variabelen *antall måneder på attføring* viser antall måneder i inneværende år et individ er på attføring. Som tidligere nevnt inkluderes bare de som går på attføring i seks måneder eller mindre i inneværende år. Ettersom et individ ikke har krav på sykepenger når hun går på attføring, forventer vi at denne variabelen vil ha en negativ effekt på sykefraværet. Samtidig vil et individ ha høyere sykefravær i forkant av et attføringsforhold ettersom mottak av denne ytelsen forutsetter at man har mottatt sykepenger i ett år. Vi forventer likevel at den førstnevnte effekten vil dominere.

5.2.3 Deskriptiv statistikk etter arbeidstid og antall barn

Tabell 5.1 viser deskriptiv statistikk for noen av de uavhengige variablene i datamaterialet etter arbeidstid og antall barn. Tallene i tabellen er gjennomsnitt over hele analyseperioden.

Ved å sammenligne gjennomsnittsverdien for viktige observerbare kjennetegn, mellom kvinner med ulik grad av dobbeltarbeid, kan vi undersøke om noen av variablene kan tenkes å ha en effekt på en eventuell seleksjonsprosess. Som forklart i avsnitt 2.2.1 kan det tenkes at de kvinnene som kombinerer en fulltidskarriere med omsorg for flere barn er kjennetegnet ved observerbare og uobserverbare kjennetegn som gir dem høyere sannsynlighet for å arbeide fulltid og få (flere) barn, og lavere sannsynlighet for å ha sykefravær.

Tabell 5.1: Gjennomsnittsverdier med standardavvik i parentes for utvalgte variabler etter arbeidstid og antall barn, 1993-2006.

Antall barn	Deltid				Fulltid			
	0	1	2	3+	0	1	2	3+
<i>Alder (i 1993)</i>	30 (4,7)	32 (4,9)	34 (4,1)	35 (3,3)	30 (4,4)	32 (4,6)	34 (3,9)	35 (3,3)
<i>Alder (i 2000)</i>	42 (4,6)	41 (4,6)	38 (4,2)	38 (3,7)	40 (5,1)	40 (4,8)	38 (3,7)	38 (3,7)
<i>Grunnskole</i>	0,28 (0,45)	0,30 (0,45)	0,27 (0,44)	0,26 (0,44)	0,19 (0,39)	0,21 (0,41)	0,19 (0,39)	0,19 (0,39)
<i>Videregående skole</i>	0,51 (0,49)	0,52 (0,49)	0,49 (0,49)	0,46 (0,49)	0,44 (0,49)	0,45 (0,49)	0,49 (0,49)	0,37 (0,48)
<i>Høyere utdanning</i>	0,19 (0,39)	0,17 (0,38)	0,22 (0,41)	0,28 (0,45)	0,35 (0,47)	0,32 (0,46)	0,37 (0,48)	0,43 (0,49)
<i>Gift</i>	0,51	0,60	0,74	0,84	0,34	0,51	0,69	0,79
<i>Lønn¹</i>	192 (89)	178 (82)	167 (79)	157 (81)	299 (119)	280 (118)	279 (127)	265 (129)
<i>Ektemannens yrkesinntekt¹</i>	347 (345)	365 (277)	380 (280)	390 (309)	356 (320)	374 (286)	398 (291)	406 (287)
<i>Husholdningsinntekt¹</i>	423 (341)	447 (304)	485 (308)	513 (329)	472 (318)	538 (334)	606 (352)	629 (347)
<i>Næringer:</i>								
<i>Helse og sosial</i>	0,46	0,45	0,45	0,48	0,27	0,28	0,29	0,34
<i>Undervisning</i>	0,08	0,08	0,07	0,07	0,05	0,06	0,06	0,08
<i>Varehandel</i>	0,18	0,19	0,18	0,16	0,17	0,17	0,16	0,13
<i>Tjenesteyting</i>	0,06	0,07	0,08	0,06	0,16	0,15	0,17	0,13
<i>Andre</i>	0,20	0,21	0,22	0,22	0,35	0,33	0,33	0,31
<i>Offentlig sektor</i>	0,59	0,57	0,56	0,60	0,38	0,40	0,41	0,48

¹ Målt i 1000 kroner.

I 1993 er kvinnene i utvalget mellom 25-40 år, og i år 2000 mellom 32-47 år. Mens gjennomsnittsalderen øker med antall barn i 1993, faller gjennomsnittsalderen med antall barn i 2000. Hvis vi sammenligner fulltids- og deltidsansatte med omsorg for barn er gjennomsnittsalderen nokså lik.

Omtrent 31 prosent av de yrkesaktive kvinnene i utvalget har høyere utdanning. Andelen i utvalget med høyere utdanning øker med arbeidstid. Det er en større andel høyt utdannede blant de som arbeider fulltid, enn blant de som arbeider deltid. Andelen med høyere utdanning er klart størst blant de kvinnene som har flere barn og arbeider fulltid. 43 prosent av de som kombinerer omsorg for tre eller flere barn med en fulltidsjobb har høyere utdannelse. Dette kan tyde på at utdanning, eller noen av de faktorene som er avgjørende for utdanningsvalg, er relevante i forhold til en eventuell seleksjonsprosess.

I gjennomsnitt 59 prosent av de yrkesaktive kvinnene i utvalget er gift. Ikke overraskende øker andelen gifte med antall barn. En større andel av de gifte kvinnene uten barn arbeider deltid enn blant de som ikke er gift. Dette gjelder også for de med flere barn. Det kan altså virke som at ekteskap har en negativ effekt på kvinners yrkesaktivitet.

Kvinnens yrkesinntekt faller med antall barn både blant de deltids- og fulltidsansatte. Dette skyldes nok at kort deltid er vanligere blant de deltidsansatte med mange barn, og at fulltid også inkluderer de som arbeider 80 prosent. De fulltidsansatte uten barn er de som i gjennomsnitt tjener mest i utvalget. Dette kan tyde på at de fulltidsansatte med barn arbeider mindre enn fulltidsansatte uten barn.

Det er en positiv sammenheng mellom ektemannens yrkesinntekt og antall barn. Dette er kanskje ikke så overraskende med tanke på at en så stor andel av de yrkesaktive kvinnene trekker seg delvis eller helt ut av arbeidsmarkedet når de får flere barn. Husholdningen vil da bli mer avhengig av mannens yrkesinntekt, og dette vil da ha betydning for valget om å få flere barn. Arbeidstid er positiv korrelert med ektemannens yrkesinntekt. Ektemannens yrkesinntekt er høyere blant de kvinnene som arbeider fulltid enn blant de som arbeider deltid. De kvinnene som arbeider mye og har høy yrkesinntekt har ektemenn som også har høy yrkesinntekt. Dette kan kanskje skyldes at kvinner og menn med mer lik utdanningsbakgrunn og likere preferanser for yrke og arbeidstid tiltrekkes av hverandre. De kvinnene som arbeider fulltid og har tre barn eller flere har ektemenn med høyest gjennomsnittlig inntekt. Dette kan bety at dobbeltarbeidende kvinner er kjennetegnet ved økonomiske rammevilkår som gjør det lettere for dem å kombinere omsorg for barn med en fulltidsjobb.

Husholdningsinntekt er samlet inntekt i husholdningen. For de gifte kvinnene vil denne variabelen være lik summen av hennes og partners yrkesinntekt. Samlet husholdningsinntekt øker med antall barn både blant de fulltids- og deltidsansatte.

Helse og sosiale tjenester, undervisning, varehandel, hotell og restaurantvirksomhet og forretningsmessig tjenesteyting er de fire næringene i Norge med størst kvinneandel. Innenfor helse og sosiale tjenester og undervisning dominerer kvinner. At kvinneandelen er så høy innenfor offentlig sektor har blant annet blitt forklart med at denne sektoren er kjennetegnet ved arbeidsbetingelser og arbeidsforhold som gjør det lettere å kombinere familieforpliktelser med yrkesdeltakelse. I litteraturen er denne hypotesen omtalt som "offentlig sektors tiltrekning", og tar utgangspunkt i at den økonomiske og sosiale "straffen" ved å ha omsorgsansvar hjemme er mindre i offentlig enn i privat sektor (NOU 2008:6). En analyse av hvordan yrkesmobilitet påvirkes av omsorgsansvar fra 1980-1990 viser at antall barn og alderen til barna øker sannsynligheten for å gå over til offentlig sektor blant kvinner (Hansen, 1995). Overgang fra privat til offentlig sektor er mer utbredt jo større omsorgsansvaret er. Vi ser fra tallene i tabell 5.1 at andelen yrkesaktive kvinner i offentlig sektor øker med antall barn. I utvalget vårt arbeider i gjennomsnitt 27 prosent av de yrkesaktive kvinnene innenfor helse og sosiale tjenester. 34 prosent av de som kombinerer en fulltidsjobb med omsorg for tre eller flere barn arbeider innenfor denne næringen. I gjennomsnitt jobber 5 prosent av kvinnene i utvalget innenfor undervisning. 8 prosent av kvinnene som kombinerer en fulltidsjobb med omsorg for tre eller flere barn jobber innenfor denne næringen. Andelen yrkesaktive innenfor helse og sosiale tjenester og undervisning er altså mye høyere blant de fulltidsansatte med tre eller flere barn enn gjennomsnittet. I gjennomsnitt 13 prosent av kvinnene i utvalget arbeider innenfor hotell- og restaurantvirksomhet. Andelen kvinner innenfor denne næringen faller med antall barn. Å arbeide deltid er også mer vanlig blant de som arbeider innenfor varehandel, hotell- og restaurantvirksomhet enn blant de som arbeider innenfor undervisning og helse og sosial. I gjennomsnitt 9 prosent av kvinnene jobber innenfor forretningsmessig tjenesteyting. Innenfor denne næringen er det en mye høyere andel som jobber fulltid enn deltid. Andelen fulltidsarbeidende faller fra 17 prosent til 13 prosent når vi går fra de med to barn til de med tre eller flere barn, innenfor denne næringen. I gjennomsnitt arbeider omtrent 42 prosent av kvinnene i utvalget innenfor andre type næringer. Økt omsorgsansvar gir en klar økning i andelen fulltidsansatte innenfor næringene i offentlig sektor, mens vi ser det motsatte innenfor næringene i privat sektor. I tillegg øker andelen ansatt i offentlig sektor når vi går fra to barn til tre barn eller flere blant de

fulltidsansatte. Dette kan tyde på at arbeidsvilkår har en betydning for i hvilken grad kvinner klarer å kombinere høy yrkesaktivitet med store familieforpliktelser.

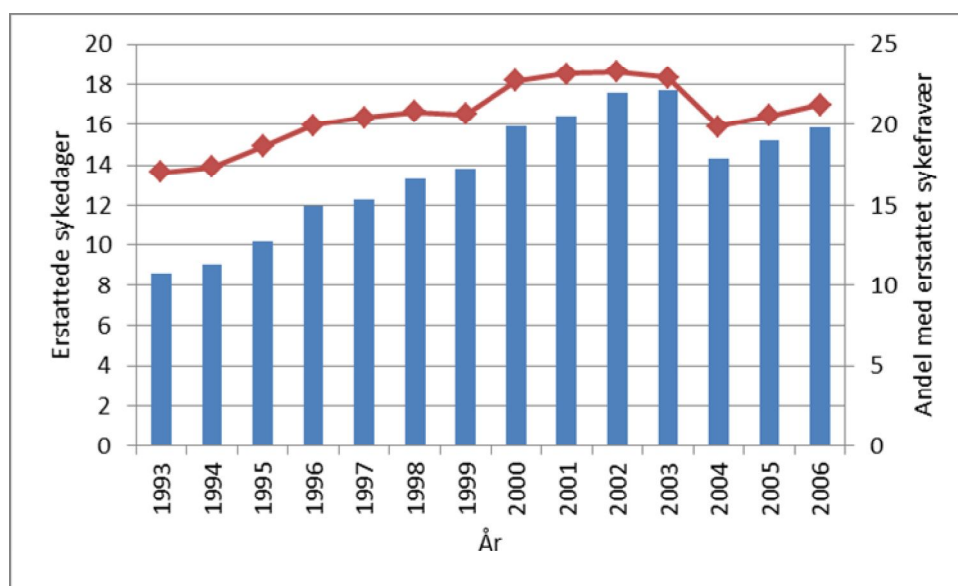
Oppsummert finner vi at kvinner som kombinerer en fulltidskarriere med omsorg for flere barn er kjennetegnet ved en del observerbare kjennetegn som kan tenkes å gi dem høyere sannsynlighet for å arbeide fulltid og få mange barn, og lavere sannsynlighet for sykefravær. Kvinner som arbeider fulltid og har flere barn har i gjennomsnitt høyere utdanningsnivå. En større andel av dem er gift, noe som betyr at disse kvinnene i større grad vil ha noen å dele husarbeid og husholdningsutgifter med. Kvinner som arbeider fulltid og har flere barn har også ektemenn med høy gjennomsnittlig inntekt. Dette kan bety at dobbeltarbeidende kvinner er kjennetegnet ved økonomiske rammevilkår som gjør det lettere for dem å kombinere omsorg for barn med en fulltidsjobb. Økt omsorgsansvar gir en sterk økning i andelen offentlig ansatte blant de fulltidsarbeidende kvinnene. Det kan tyde på at offentlig sektor er kjennetegn ved arbeidsvilkår og/eller arbeidsforhold som gjør det lettere for kvinner å kombinere en fulltidsjobb med omsorg for flere barn.

6 Deskriptiv analyse

I dette kapittelet blir resultatene fra den deskriptive analysen presentert. Vi undersøker hvordan sykefraværet varierer med tid, og etter arbeidstid og antall barn. Den økonometriske analysen, som ser flere faktorer i sammenheng, følger i neste kapittel.

6.1 Sysselsetting, omsorgsansvar og sykefravær

For hele analyseperioden sett under ett er gjennomsnittlig antall erstattede sykefraværsdager lik 13,80 dager, mens andelen som har en eller flere erstattede sykefraværsdager er på 20,67 prosent. Figur 6.1 viser utviklingen i gjennomsnittlig antall erstattede sykefraværsdager og prosentandel med erstattede sykefraværsdager i utvalget hvert år fra 1993-2006. Det er betinget på yrkesdeltakelse, definert som å ha et registrert arbeidsforhold i arbeidstakerregisteret.

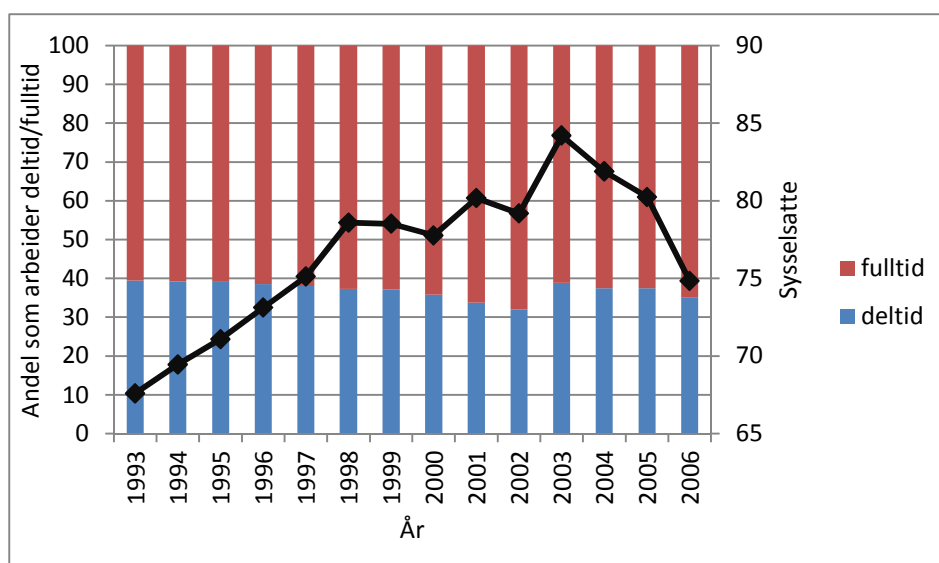


Figur 6.1: Gjennomsnittlig antall erstattede sykedager (søylar) og prosentandel med erstattede sykefraværsdager (kurve) i utvalget for yrkesaktive kvinner, 1993-2006.

Vi ser at sykefraværet, både målt som gjennomsnittlig antall erstattede sykedager og prosentandel med erstattede sykefraværsdager, er stigende i observasjonsperioden. Unntaket er en ganske stor nedgang fra 2003 til 2004. Denne nedgangen gjenspeiler sannsynligvis den generelle nedgangen i sykefraværet sett i denne perioden, etter endringene i sykemeldingsreglene i 2004 (Ose, 2006). Noe av nedgangen kan også potensielt skyldes større overgang til attføring og uførepensjon ettersom kvinnene i utvalget blir eldre. Dette kan

også delvis forklare økningen i gjennomsnittlig antall erstattede sykedager med over syv dager i perioden 1993 - 2003.

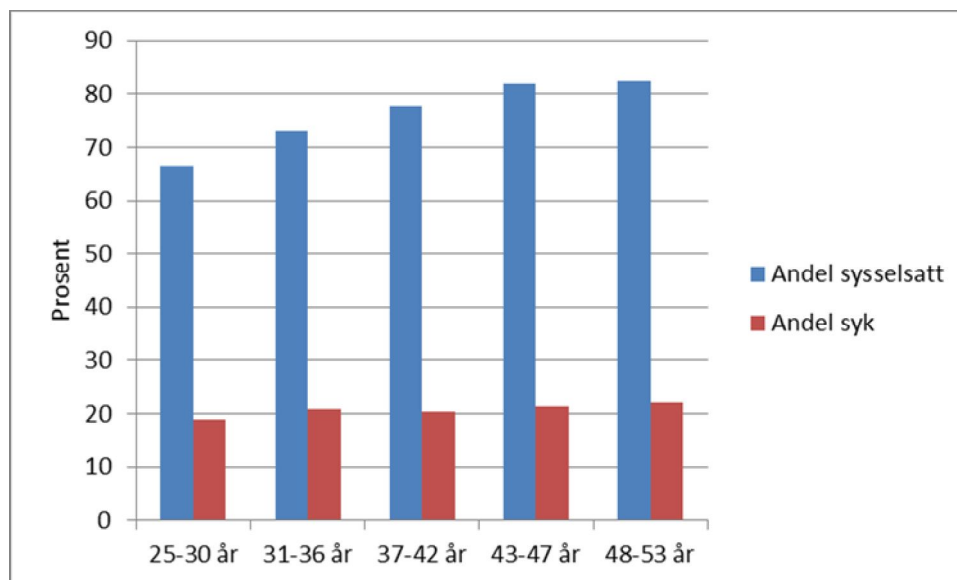
Den jevne økningen i sykefraværet frem mot 2003 kan delvis forklares med økt arbeidsmarkedsdeltakelse blant kvinnene i utvalget, noe som betyr at flere får rett på sykepengene. For hele analyseperioden sett under ett er det i gjennomsnitt 76 prosent av kvinnene i utvalget som er sysselsatt, og om lag 37 prosent av dem er deltidssysselsatte. Disse tallene er basert på opplysninger i arbeidstakerregisteret. Ettersom ikke alle arbeidsforhold er registrert i arbeidstakerregisteret vil tallene på antall sysselsatte mest sannsynlig bli underestimert. Hvis vi i stedet definerer yrkesaktivitet som å ha pensjonsgivende inntekt i inneværende periode, er det i gjennomsnitt 82 prosent av kvinnene i utvalget som er sysselsatte. Figur 6.2 viser hvor stor prosentandel av kvinnene i utvalget som er registrert sysselsatt og hvor stor prosentandel som er deltids- og fulltidssysselsatt hvert år fra 1993-2006 (basert på tall fra arbeidstakerregisteret).



Figur 6.2: Prosentandel som arbeider deltid/fulltid (søylar) og prosentandel sysselsatte (kurve) i utvalget, 1993-2006.

Vi ser fra figur 6.2 at andelen sysselsatte øker frem t.o.m. 2003 for så å falle svakt de siste årene i analyseperioden. Nedgangen på slutten av perioden kan skyldes økt alder blant de sysselsatte i utvalget og dermed større overgang ut av arbeidsmarkedet og/eller over på helserelaterte ytelser (attføring, uførepensjon). Søylene i figuren viser henholdsvis andelen deltids- og fulltidssysselsatte. Andelen deltidssysselsatte faller i første halvdel av

analyseperioden, for så å øke til rundt 37 prosent i 2003. Dette kan ha sammenheng med at variabelen *arbeidstid* før 2003 er basert på forventet arbeidstid, og f.o.m. 2003 er lik gjennomsnittlig arbeidstid.



Figur 6.3: Prosentandel sysselsatt og prosentandel med erstattede sykefraværsdager for ulike alderskohorter.

Figur 6.3 viser prosentandel som er sysselsatt og prosentandel med erstattede sykefraværsdager for ulike alderskohorter. Andelen sysselsatte stiger med alder, og er høyest for de to øverste alderskohortene. Dette skyldes nok at kvinner i de yngre alderskohortene i større grad vil ha små barn, og dermed stå utenfor arbeidsmarkedet, og at flere vil være under utdanning. Andelen med erstattede sykefraværsdager stiger svakt med alder. Som tidligere nevnt, kan dette skyldes at en større andel av kvinnene i de eldste alderskohortene går over på andre helse relaterte ytelser, som attføring og midlertidig og varig uførepensjon.

Vi er interessert i å se om antall barn øker sykefraværet blant yrkesaktive kvinner fordi store familieforpliktelser da kommer som en ekstra arbeidsbyrde, i tillegg til lønnet arbeid. Tabell 6.1 viser gjennomsnittlig antall erstattede sykedager per sysselsatt og prosentandel med erstattede sykefraværsdager i utvalget, etter antall barn. Tallene i tabellen viser gjennomsnittsverdier for hele analyseperioden.

Tabell 6.1: Gjennomsnittlig antall erstattede sykedager per sysselsatt og prosentandel med erstattede sykefraværsdager etter antall barn.

Antall barn	Observasjoner	Fravær i dager	Andel med fravær
0	1 087 429	14,71	21,45
1	973 757	15,76	23,64
2	1 251 360	12,43	19,09
3+	561 612	11,69	17,49

Vi ser fra tabell 6.1 at sykefraværet faller med antall barn både når vi måler sykefraværet som gjennomsnittlig antall erstattede sykedager og som prosentandel med erstattede sykefraværsdager. Størst er det gjennomsnittlige sykefraværet blant de yrkesaktive kvinnene i utvalget med ett barn. Yrkesaktive kvinner med flere barn er de med lavest sykefravær. Det er altså en negativ sammenheng mellom antall barn og sykefravær.

Ved å se hvordan arbeidsmarkedsdeltakelsen påvirkes når antall barn øker, kan vi undersøke om denne sammenhengen kan skyldes seleksjonseffekter. Tabell 6.2 viser prosentandelen av kvinnene i utvalget som er yrkesaktiv etter antall barn, og prosentandelen av disse kvinnene som arbeider fulltid og deltid. Tallene i tabellen viser gjennomsnittsverdier for hele analyseperioden.

Tabell 6.2: Prosentandel som er sysselsatt og prosentandel som arbeider fulltid og deltid etter antall barn.

Antall barn	Sysselsatt	Deltid	Fulltid
0	81,01	22,14	77,86
1	78,00	33,73	66,27
2	76,66	43,07	56,93
3+	67,47	57,60	42,40

Fra tabell 6.2 ser vi at kvinner med barn i større grad står helt utenfor arbeidsmarkedet enn kvinner uten barn. Men en klar nedgang i andelen sysselsatte ser vi først blant de med mange barn. Andelen sysselsatte er høy både blant kvinner med ett og to barn. Blant de yrkesaktive kvinnene arbeider en mye større andel av de med barn deltid enn de uten barn, og deltidsandelen øker med antall barn. Andelen som arbeider fulltid faller med litt under halvparten når vi går fra de kvinnene som har ingen barn til kvinner med tre barn eller flere.

Ved å bruke variabelen *arbeidstid* kan vi videre skille mellom de som arbeider kort og lang deltid etter antall barn. Tabell 6.3 viser prosentandel i utvalget som arbeider henholdsvis kort deltid (1-19 timer), lang deltid (20-29 timer) og fulltid (30+ timer) i utvalget.

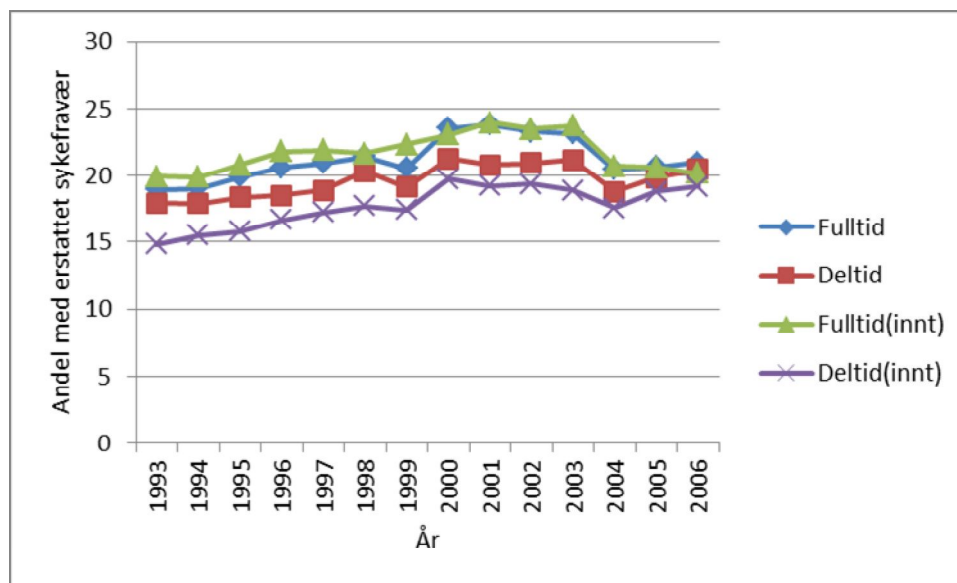
Tabell 6.3: Prosentandel som arbeider kort deltid (arbeidstid=1), lang deltid (arbeidstid=2) og fulltid (arbeidstid=3) etter antall barn.

Antall barn	Kort deltid	Lang deltid	Fulltid
0	10,15	12,37	77,84
1	14,71	18,92	66,38
2	19,94	23,18	56,88
3+	30,65	26,73	42,62

For alle grupper, utenom de med tre barn eller flere, er det et flertall som arbeider fulltid. Blant kvinnene med tre barn eller flere er det en større andel som arbeider kort enn lang deltid. Blant kvinnene med ingen, ett eller to barn arbeider et flertall av de deltidsansatte lang deltid.

Vi ser at det er en klar tendens til at kvinnene i utvalget velger å trekke seg delvis eller helt ut av arbeidsmarkedet når de får (flere) barn. Med en så sterk seleksjon delvis eller helt ut av arbeidsmarkedet ved omsorg for barn, er det grunn til å tro at de kvinnene som kombinerer en fulltidsjobb med omsorg for barn er en selektert gruppe.

Virker deltidsarbeid forebyggende mot sykefravær? Figur 6.4 viser prosentandelen med erstattede sykefraværsdager blant fulltids- og deltidsansatte i perioden 1993-2007. Utviklingen er vist for den alderskohorten som er 30 år i 1993. Etersom vi følger den samme alderskohorten over tid vil kvinnene være 43 år i 2006.



Figur 6.4: Utviklingen i prosentandel med erstattede sykefraværsdager for fulltids- og deltidsansatte for kvinnene i utvalget som er 30 år i 1993.

I figuren er det brukt to ulike mål på arbeidstid, der det ene målet er basert på opplysninger fra arbeidstakerregisteret og det andre (Fulltid(innt) og Deltid(innt)) er basert på det inntektsbaserte målet forklart i kapittel 5. De to måtene å måle arbeidstid på gir ganske lik utvikling i sykefraværet. Som vi så i figur 6.1 er det en jevn økning i prosentandelen med erstattede sykefraværsdager i perioden. Vi ser også det samme fallet i andelen med erstattede sykefraværsdager fra 2003 til 2004. Kurvene for prosentandelen med erstattede sykefraværsdager for fulltids- og deltidsansatte følger den samme trenden. Prosentandelen av kvinnene med erstattede sykefraværsdager er stabilt høyere blant de fulltidsansatte enn blant de deltidsansatte i hele perioden. Kvinner som arbeider deltid vil være mindre utsatt for belastningen det er å jobbe og vil ha større mulighet til å ta seg inn igjen. Hvis beslutningen om å arbeide deltid er korrelert med helse kan deltidarbeid virke forebyggende mot sykefravær.

For å se nærmere på hvorvidt det å ha barn gir høyere sykefravær blant yrkesaktive kvinner undersøker vi sykefraværet blant kvinner med lik forventet arbeidstid etter antall barn. Tabell 6.4 viser gjennomsnittlig antall erstattede sykedager og prosentandel med erstattede sykefraværsdager etter arbeidstid og antall barn. Tallene i tabellen er gjennomsnitt for perioden 1993 - 2006.

Tabell 6.4: Gjennomsnittlig antall erstattede sykedager og prosentandel med erstattede sykefraværsdager etter arbeidstid og antall barn.

Antall barn	Kort deltid		Lang deltid		Fulltid	
	Fravær	Andel	Fravær	Andel	Fravær	Andel
0	14,38	19,62	17,87	24,60	14,25	21,19
1	14,19	20,89	16,22	24,15	15,98	24,11
2	10,78	16,96	12,43	19,46	13,02	19,69
3+	9,42	14,58	11,54	17,80	13,40	19,40

I alle kategoriene faller sykefraværet, både målt som gjennomsnittlig antall erstattede sykedager og som prosentandel med erstattede sykefraværsdager, med antall barn. Sykefraværet er høyest blant kvinnene med ingen barn, med unntak blant de som arbeider fulltid, der kvinner med ett barn har høyest sykefravær. Både blant de som arbeider kort deltid, lang deltid og fulltid er det de med flere barn som har lavest sykefravær. Dette taler for at det er negativ sammenheng mellom sykefravær og antall barn. Det samme ser vi om vi bruker det inntektsbaserte målet på arbeidstid, slik vi har gjort i tabell 6.5.

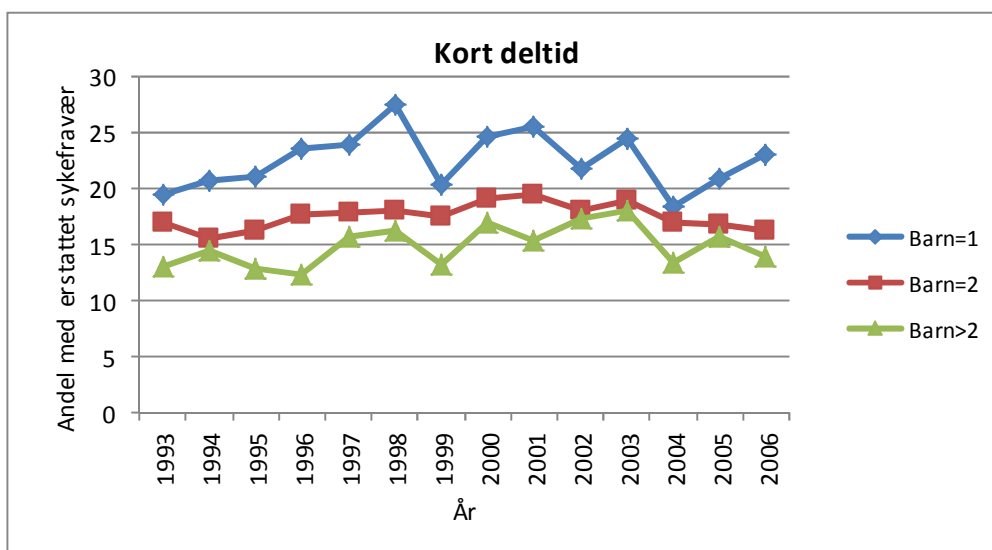
Tabell 6.5 viser gjennomsnittlig antall erstattede sykedager og prosentandel med erstattede sykedager etter antall barn. Fulltids- og deltidskategorien er her basert på *fulltidsindikatoren*. Resultatene er ganske lik det vi fant i tabell 6.4. Blant de fulltidsansatte er det de med flere barn som har lavest sykefravær. Ettersom fulltidskategorien også inkluderer de som arbeider 80 prosent (30 timer i uken) kan det tenkes at det blant de fulltidsansatte med flere barn er en større andel som har redusert arbeidstid.

Tabell 6.5: Gjennomsnittlig antall erstattede sykedager og prosentandel med erstattede sykefraværsdager etter arbeidstid og antall barn.

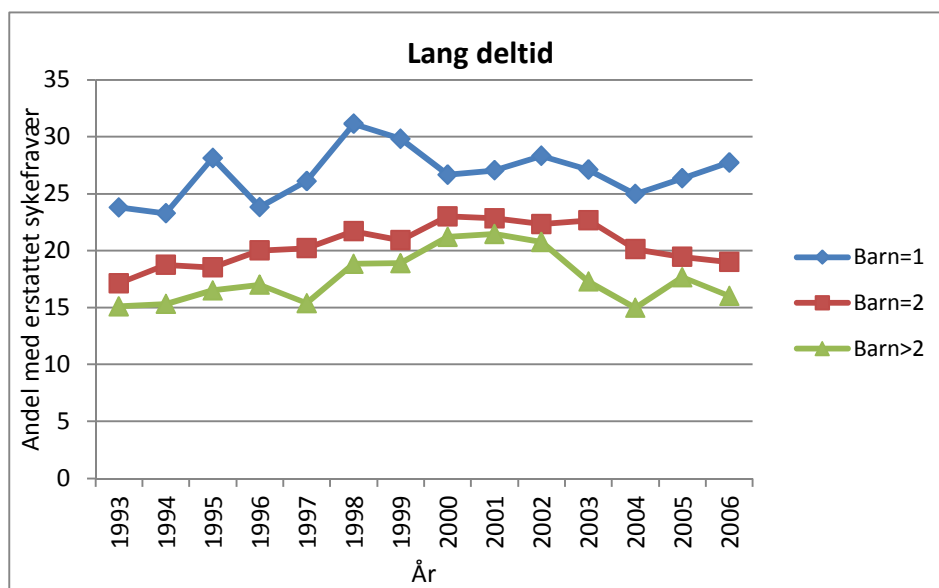
Antall barn	Deltid(innt)		Fulltid(innt)	
	Fravær	Andel	Fravær	Andel
0	15,08	19,97	14,32	21,43
1	14,30	20,59	16,29	24,63
2	11,14	16,57	13,15	20,09
3+	9,74	14,13	13,63	19,98

I figur 6.5 er utviklingen i prosentandel med erstattede sykefraværsdager for de som arbeider kort deltid vist etter antall barn. I figur 6.6 og figur 6.7 er det samme vist for de som

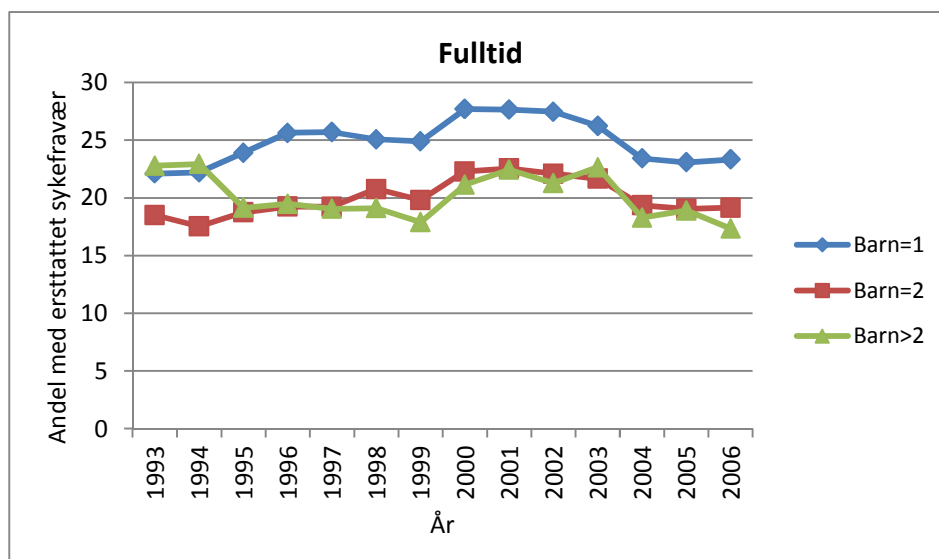
henholdsvis jobber lang deltid og fulltid. Utviklingen er vist for alderskohorten som er 30 år i 1993.



Figur 6.5: Utviklingen i prosentandel med erstattet sykefraværsdager for de som arbeider kort deltid i alderskohorten som er 30 år i 1993, etter antall barn.



Figur 6.6: Utviklingen i prosentandel med erstattet sykefraværsdager for de som arbeider lang deltid i alderskohorten som er 30 år i 1993, etter antall barn.



Figur 6.7: Utviklingen i prosentandel med erstattede sykefraværsdager for de som arbeider fulltid i alderskohorten som er 30 år i 1993, etter antall barn.

Prosentandelen med erstattede sykefraværsdager er størst og varierer mest for de med ett barn. For alle tre grupper er sykefraværet fallende med antall barn. Men forskjellen i prosentandelen med erstattede sykefraværsdager er mindre blant de kvinnene som arbeider fulltid enn blant de som arbeider lang og kort deltid.

6.2 Oppsummering

Resultatene fra den deskriptive analysen viser at sykefraværet faller med antall barn, også når vi sammenligner kvinner med samme arbeidstid. Kvinner med ett barn er de med høyest sykefravær, mens kvinner med flere barn er de med lavest sykefravær. Forskjellen er mindre for kvinner som arbeider fulltid. Samtidig viser resultatene at kvinner i stor grad tilpasser sin arbeidsmarkedsdeltakelse etter familiesituasjon. De fleste yrkesaktive kvinnene opprettholder sin yrkesinnsats ved ett barn, men yrkesinnsatsen faller med antall barn. Dette særlig i form av en reduksjon i andelen fulltidsansatte. I de fleste tidligere studier på dobbeltarbeidshypotesen er det ikke tatt hensyn til om kvinnene arbeider deltid eller fulltid i analysen. Resultatene fra den deskriptive analysen i denne oppgaven tyder på at det også er viktig å ta hensyn til arbeidstid når vi skal estimere sammenhengen mellom antall barn og sykefravær blant yrkesaktive kvinner. Det vil nødvendigvis være de som kombinerer fulltidsarbeid med omsorg for barn som i størst grad vil være utsatt for en dobbel byrde.

Resultatene fra den deskriptive analysen kan tyde på at de kvinnene som ikke takler å kombinere en fulltidskarriere med omsorg for små barn velger å trekke seg delvis eller helt ut av arbeidsmarkedet. Dette sammenfaller med de resultatene vi fant i kapittel 5.2.3. Kvinner som kombinerer en fulltidsjobb med omsorg for flere barn er kjennetegnet ved en del observerbare kjennetegn som kan tenkes å gi dem høyere sannsynlighet for å arbeide fulltid og få (flere) barn, og lavere sannsynlighet for å ha erstattet sykefravær. Kvinner som kombinerer en fulltidskarriere med omsorg for barn vil i så tilfelle utgjøre en selektert gruppe.

7 Regresjonsresultater

I dette kapittelet presenteres resultatene fra regresjonene. Vi estimerer både effekten av forklaringsvariablene på sannsynligheten for å ha minst ett sykepengetilfelle og antall erstattede sykefraværsdager per år. Dette innebærer både å undersøke sannsynligheten for fravær, og mengden på fraværet, ved sykdom. Hensikten med dette er å undersøke om vi finner noen andre resultater når vi ser på effekten av forklaringsvariablene på antall erstattede dager enn når vi ser på sannsynligheten for å ha et sykepengetilfelle. Deskriptiv statistikk over de uavhengige variablene i analysen er presentert i Appendiks B.

Analysen er gjort på de kvinnene som deltar i arbeidsmarkedet, det vil si de kvinnene som er oppført i arbeidstakerregisteret og som vi derfor kjenner arbeidstiden til. I 1993 utgjør det 262 585 kvinner. I stedet for å betinge på at arbeidstid skal være kjent, kunne vi heller ha betinget på at lønnsinntekt er høyere enn 1G og brukt det inntektsbaserte målet på arbeidstid i analysen. Dette ville gitt et lengre panel. 39 680 individer er i 1993 ikke registrert med et arbeidsforhold i arbeidstakerregisteret, men med lønnsinntekt over 1G. Det utgjør omtrent 10 prosent av det tilrettelagte utvalget. De som har pensjonsgivende inntekt, men som ikke er registrert med et arbeidsforhold, kan ha en løsere tilknytning til arbeidsmarkedet. For disse vil det være uklart om de har rett på sykepenger. Vi velger derfor å bruke *fulltid* som mål på arbeidstid fordi denne variabelen er basert på forventet/gjennomsnittlig arbeidstid.

I avsnitt 7.1 presenteres resultatene fra estimering av sannsynligheten for å ha et sykepengetilfelle. I avsnitt 7.2 presenteres resultatene fra estimering av antall erstattede sykefraværsdager. Resultatene fra test for seleksjon er presentert i avsnitt 7.3. Avsnitt 7.4 oppsummerer.

7.1 Estimering av fraværssannsynlighet

Vi ønsker å undersøke effekten av arbeidstid og antall barn på sannsynligheten for å ha minst ett sykepengetilfelle. På bakgrunn av den deskriptive statistikken i kapittel 5, som tydet på viktige forskjeller mellom gifte og ugifte og deltids- og fulltidsansatte på en del nøkkelvariabler i analysen, er regresjonene gjort separat for disse gruppene. I tillegg er det gjort separate regresjoner for offentlig og privat sektor ettersom den deskriptive statistikken viste tegn til seleksjon inn i offentlig sektor for fulltidsansatte med flere barn. Vi ønsker å finne ut om effekten av antall barn varierer for disse underutvalgene. Resultatene fra

estimering av modellen på de ulike underutvalgene er presentert i Appendiks C og vil bli referert til der det er relevant.

I analysen har vi valgt å inkludere *antall barn under 18 år*. I utgangspunktet vil en forvente at en eventuell dobbeltarbeidseffekt vil være sterkest ved en økning i små barn. Et alternativ er da å inkludere *antall barn under 11 år*, slik Bratberg et al. (2002) gjorde i sin analyse. Modellene er derfor også estimert med *antall barn under 11 år* og med *antall barn under 6 år*. Koeffisientene til disse variablene presenteres i Tabell C.1 i Appendiks C. Effekten av de øvrige forklaringsvariablene er i disse tabellene utelatt ettersom de er ganske lik som i hovedanalysen.

Vi velger å estimere modellen med fast effekt ettersom tilfeldig effekt modellen forutsetter at alle forklaringsvariabler er ukorrelert med uobserverbare individspesifikke kjennetegn i analysen. Dette vil være en urealistisk forutsetning i vårt tilfelle, spesielt i forhold til at den individspesifikke effekten inkluderer helse, som er vist å være korrelert med sosioøkonomiske faktorer (Wagstaff og Doorslaer, 2000). Resultatene fra fast effekt modellen vil bli sammenlignet med resultatene fra en vanlig logitmodell for å undersøke i hvilken retning forventningsskjevheten virker. Den vanlige logitmodellen vil utnytte mer av informasjonen i datamaterialet, og vil dermed kunne gi nyttig tilleggsinformasjon. I fast effekt modellen er det bare de individene som endrer status over tid som identifiserer effekten. Det vil si at det for dummyvariabler bare er de som skifter status i løpet av analyseperioden som identifiserer effekten. Det samme gjelder for kontinuerlige variabler som endres lite over tid.

Resultatene fra estimering av logitmodellen og fast effekt logitmodellen for hele utvalget er rapportert i tabell 7.1. I tabellen rapporteres både koeffisienter og marginaeffekter, med standardavvik i parentes. Generelt kan marginaeffekter i logitmodellen uttrykkes som $M_j = f(x\beta) \times \beta_j$, der $f(x\beta) = F(x\beta)(1 - F(x\beta))$. I logitmodellen beregner vi marginaeffekter i gjennomsnittet av forklaringsvariablene ved hjelp av STATA. I fast effekt logitmodellen finner vi marginaeffekter i gjennomsnittet av forklaringsvariablene ved å multiplisere koeffisientene med $f(x\beta) = 0,09$. For utregning av marginaeffekter i fast effekt logitmodellen se Appendiks D. Nederst i tabellen presenteres log likelihood og likelihood-ratio testen (LR-testen). LR-testen tester nullhypotesen om at alle koeffisientene (med unntak

av konstantleddet) er lik null. P-verdien i parentes viser det laveste signifikansnivået vi kan forkaste nullhypotesen.

Tabell 7.1: Resultater fra estimering av sannsynligheten for å ha et sykepengetilfelle (*syk*).

	Logit		Fast effekt logit	
	Koeffisienter (Std. avvik)	Marginaleffekt (Std. avvik)	Koeffisienter (Std. avvik)	Marginaleffekt (Std. avvik)
<i>Alder</i>	0.0227*** (0.000241)	0.0036067*** (0.00004)	0.0477*** (0.000471)	0.004518*** (0.012556)
<i>Antall barn under 18 år</i>	-0.00350** (0.00133)	-0.0005561** (0.00021)	-0.0136*** (0.00266)	-0.00128*** (0.003566)
<i>Nytt barn i forrige periode</i>	-0.449*** (0.00621)	-0.063515*** (0.00077)	-0.407*** (0.00711)	-0.03859*** (0.107253)
<i>Nytt barn tidsforskjøvet</i>	0.136*** (0.00544)	0.0224187*** (0.00093)	0.268*** (0.00639)	0.02542*** (0.070645)
<i>Gift</i>	-0.276*** (0.00280)	-0.0446129*** (0.00046)	-0.0453*** (0.00636)	-0.00429*** (0.011936)
<i>Lønn¹</i>	-0.0204*** (0.00125)	-0.00325*** (0.0002)	0.291*** (0.00281)	0.027554*** (0.076573)
<i>Fulltid</i>	0.116*** (0.00309)	0.0182724*** (0.00048)	0.176*** (0.00492)	0.016695*** (0.046396)
<i>Offentlig sektor</i>	0.346*** (0.00264)	0.0554722*** (0.00042)	0.0278*** (0.00664)	0.00266*** (0.00742)
<i>Under utdanning</i>	-0.314*** (0.00567)	-0.0458866*** (0.00076)	-0.215*** (0.00726)	-0.02034*** (0.056516)
<i>Antall mnd på attføring</i>	0.0770*** (0.00298)	0.0122568*** (0.00047)	-0.233*** (0.00362)	-0.02206*** (0.061306)
<i>Antall mnd med fødselsperm</i>	-0.00483*** (0.000843)	-0.0007663*** (0.00013)	0.00329*** (0.000967)	0.000314*** (0.000876)
<i>Antall mnd gravid</i>	0.308*** (0.00101)	0.0490782*** (0.00016)	0.391*** (0.00133)	0.037042*** (0.10294)
Loglikelihood	-1899479.9		-1040627.6	
LR chi2(12)	148326.09 (p=0.0000)		176110.21 (p=0.0000)	
N	3873950		2912172	
Antall individer	410507		285185	

¹ Målt i 100 000 kroner.

* Indikerer signifikans på 5 prosents nivå. ** Indikerer signifikans på 1 prosents nivå.

*** Indikerer signifikans på 0,1 prosents nivå.

Dobbeltarbeidshypotesen impliserer at antall barn vil ha en positiv effekt på sykefraværet for yrkesaktive kvinner. I følge hypotesen vil koeffisienten til antall barn ha et positivt fortegn. Fra tabell 7.1 ser vi at *antall barn under 18 år* er estimert til å ha en negativ effekt på

sykefraværet. En økning i antall barn reduserer sannsynligheten for å ha et sykepengetilfelle med 0,05 prosent i logitmodellen og 0,1 prosent i fast effekt logitmodellen. Tabell C.1 viser koeffisienten til *antall barn under 6 år* og *antall barn under 11 år* i de to modellene. Disse to variablene har en negativ signifikant effekt på sannsynligheten for å ha et sykepengetilfelle i logitmodellen, men en positiv, men ikke signifikant effekt i fast effekt logitmodellen. Funnene fra fast effekt logitmodellen tyder på at det er økningen i eldre barn som gir en negativ effekt av antall barn i denne modellen. At vi ikke finner en negativ effekt av små barn på sykefraværet kan tyde på at det er mer belastende å kombinere yrkesaktivitet med omsorg for yngre barn. Samtidig kan det tenkes at en eventuell seleksjonsprosess delvis eller helt ut av arbeidsmarkedet er sterkere for eldre kvinner. Ettersom eldre kvinner også vil ha eldre barn vil dette kunne gi en underestimert effekt av *antall barn under 18 år* på sykefraværet.

Vi forventer at det å få et *nytt barn i forrige periode* reduserer sykefraværet på grunn av den lange fødselspermisjonen i Norge. Marginaleffekten viser en reduksjon i sannsynligheten for et nytt sykepengetilfelle på 6 prosent i logitmodellen og på 3,8 prosent i fast effekt logitmodellen. Å få et nytt barn har som forventet en positiv effekt på sannsynligheten for å ha et sykepengetilfelle i to år etter fødselen. Variabelen *nytt barn tidsforskjøvet* gir, som forventet, en økning i sannsynligheten for fravær med 2,2 prosent i logitmodellen og 2,5 prosent i fast effekt logitmodellen.

Når vi ser på effekten av *lønn*, finner vi en signifikant negativ effekt på sannsynligheten for å ha et sykepengetilfelle i logitmodellen. I fast effekt logitmodellen har denne variabelen en positiv effekt på sannsynligheten for å ha et sykepengetilfelle. *Lønn* forventes til en viss grad å være korrelert med arbeidstid, selv om vi kontrollerer for arbeidstid i analysen. Kvinner som har høy lønn har potensielt lengre arbeidstid, noe som kan bety at de opplever større belastning ved å kombinere omsorg for barn med en yrkeskarriere. En økning på 100 000 kroner øker sannsynligheten for å ha et sykepengetilfelle med 2,7 prosent i fast effekt logitmodellen. Forskjellen i fortegn mellom de to modellene kan skyldes at fast effekt modellen klarer å ta hensyn til uobserverbar heterogenitet mellom individene, som gir økt sannsynligheten for høy lønn, men redusert sannsynlighet for å ha et sykepengetilfelle. Dette kan gi en negativ forventningskjevhet i logitmodellen, som ikke tar hensyn til uobserverbar heterogenitet mellom individene.

Når det gjelder effekten av *fulltid*, husker vi fra den deskriptive analysen i kapittel 6 at sykefraværet er høyere blant de fulltids- enn blant de deltidsansatte. Koeffisienten til *fulltid* forventes å være positiv ettersom fulltidsansatte vil arbeide mer, og som følge av dette ha en større arbeidsbelastning. I begge modellene i Tabell 7.1 er forskjellen mellom fulltids- og deltidsansatte estimert til å være positiv. Marginaleffekten i logitmodellen viser at de fulltidsansatte har 2 prosent høyere sannsynligheten for å ha et sykepengetilfelle enn deltidsansatte. I fast effekt logitmodellen er fulltidsansatte estimert til å ha 1,7 prosent større sannsynlighet for å ha et sykepengetilfelle.

I følge dobbeltarbeidshypotesen vil den positive effekten av å ha barn på sykefraværet være størst for de kvinnene som kombinerer omsorg for barn med fulltidsarbeid. Disse kvinnene vil ha en større total arbeidsbyrde enn de kvinnene som kombinerer omsorg for barn med deltidsarbeid. Med utgangspunkt i dobbeltarbeidshypotesen vil vi derfor forvente å finne en sterkere positiv effekt av antall barn på sykefraværet for de fulltidsansatte enn for de deltidsansatte. Resultatene fra estimering av modellen separat for deltids- og fulltidsansatte er presentert i Tabell C.4. Når det gjelder effekten av antall barn på sykefraværet, er denne negativ og signifikant for deltidsansatte i både logitmodellen og fast effekt logitmodellen. Antall barn har en signifikant positiv effekt på sykefraværet for fulltidsansatte i logitmodellen, mens effekten er negativ i fast effekt logitmodellen. Når vi tar hensyn til uobserverbar heterogenitet mellom individene, finner vi altså at antall barn reduserer sykefraværet både for deltids- og fulltidsansatte. Resultatet er overraskende med tanke på at en kombinasjon av yrkesdeltakelse og omsorg for barn forventes å være mer belastende for fulltidsansatte. Samtidig kan det tenkes at fulltidsansatte er en selektert gruppe, kjennetegnet ved noen uobserverbare egenskaper som gir dem høyere sannsynlighet for å arbeide fulltid og lavere sannsynlighet for sykefravær. Dette vil kunne gi en underestimert effekt av antall barn på sykefraværet.

Å arbeide i *offentlig sektor* øker sannsynligheten for å ha et sykepengetilfelle. Kvinner i offentlig sektor har 5,5 prosent høyere sannsynlighet for å få et nytt sykepengetilfelle enn kvinner i privat sektor. Når vi kontrollerer for uobserverbar heterogenitet mellom individene, finner vi at kvinner i offentlig sektor har 0,2 prosent høyere sannsynlighet for å ha et sykepengetilfelle. At sammenhengen er svakere i fast effekt modellen kan bety at kvinner i offentlig sektor er kjennetegnet ved en del uobserverbare egenskaper som gir dem høyere sannsynlighet for å arbeide i offentlig sektor og høyere sannsynlighet for å ha sykefravær.

Resultatene fra estimering separat for kvinner i offentlig og privat sektor er presentert i Tabell C.5. I logitmodellen har antall barn en negativ effekt på sykefraværet for ansatte i offentlig sektor, men en positiv effekt på sykefraværet for kvinner i privat sektor. Når vi tar hensyn til uobserverbar heterogenitet mellom individene, er effekten av antall barn negativ både for ansatte i offentlig og privat sektor. Dette resultatet er overraskende med tanke på at vi tidligere har funnet resultater som tyder på at kvinner som kombinerer en fulltidsjobb med omsorg for flere barn selekterer seg inn i offentlig sektor. I så tilfelle kan det tenkes at offentlig sektor er kjennetegnet ved noen arbeidsvilkår som gjør dette dobbeltarbeidet lettere. Vi vil da forvente at antall barn vil ha en sterkere positiv effekt for kvinner i privat sektor. Samtidig kan det tenkes at kvinner i privat sektor er en selektert gruppe, ved at de har høyere sannsynlighet for å arbeide i privat sektor, men lavere sannsynlighet for å ha sykefravær.

Når det gjelder effekten av *alder*, forventer vi at høy alder øker sannsynligheten for sykefravær. *Alder* har en positiv effekt på sannsynligheten for å ha et sykepengetilfelle både i logitmodellen og fast effekt logitmodellen. En økning i alder øker sannsynligheten for å ha et sykepengetilfelle med omtrent 0,4 prosent i begge modellene.

Effekten av ekteskapelig status på sykefraværet viser at det å være *gift* har en negativ effekt på sannsynligheten for å bli sykemeldt. Gifte kvinner har 4 prosent mindre sannsynlighet for å ha et nytt sykepengetilfelle enn ugifte. I fast effekt modellen er gifte kvinner estimert til å ha 0,4 prosent lavere sannsynlighet for å ha et sykepengetilfelle. Dette samsvarer med forventningen vi satte opp i kapittel 5 om at gifte kvinner vil ha lavere sykefravær ettersom de har noen å dele husarbeid og husholdningsutgifter med. At effekten er svakere i fast effekt logimodellen kan skyldes at denne modellen korrigerer for uobserverbar heterogenitet mellom individene. Dette i form av at gifte kvinner kan være kjennetegnet ved egenskaper som både påvirker sannsynligheten for å være gift positivt, og sannsynligheten for å ha et sykepengetilfelle negativt. Et eksempel er helse der kvinner med bedre helse forventes å ha høyere sannsynlighet for å bli gift og ha lavere sannsynlighet for å ha fravær. Hvis det finner sted en slik seleksjonsprosess, vil effekten av å være gift på sykefraværet bli overestimert i logitmodellen.

Tabell C.3 viser resultatene fra estimering av modellene separat for gifte og ugifte kvinner. Vi forventer at antall barn vil ha en sterkere positiv effekt på sykefraværet blant ugifte enn blant

gifte kvinner, ettersom gifte kvinner vil ha noen å dele husarbeid og husholdningsutgifter med. *Antall barn under 18 år* har en signifikant negativ effekt på sykefraværet blant gifte kvinner, men en signifikant positiv effekt på sannsynligheten for å ha et sykepengetilfelle for ugifte kvinner. Dette resultatet er i tråd med tidligere studier som har funnet en sterkere dobbeltarbeidseffekt blant enslige enn blant gifte kvinner (Mastekaasa, 2000).

Når vi kontrollerer for andre relevante forhold i Tabell 7.1 finner vi at effekten av variabelen *under utdanning* er negativ og signifikant i både logitmodellen og fast effekt logitmodellen. Dette er i tråd med forventningen om at kvinner som er under utdanning i analyseperioden i mindre grad enn andre kvinner vil være i et arbeidsforhold der de har rett på sykepenger. I tillegg vil de kanskje også ha lavere risiko for å bli syke. Det er også gjort separate regresjoner for de med 12 års utdannelse eller mindre og de med høyere utdanning. Resultatene fra disse regresjonene viser at effekten av antall barn og de andre forklaringsvariablene er nokså lik for de med og uten høyere utdanning. Dette resultatet samsvarer med tidligere studier på dobbeltarbeidshypotesen (Mastekaasa, 2000). Analyseresultatene fra disse regresjonene er ikke tatt med i oppgaven.

Effekten av *antall måneder på attføring* har, som forventet, en negativ effekt på sannsynligheten for et nytt sykepengetilfelle i fast effekt logitmodellen. Marginaleffekten viser en reduksjon i sannsynligheten for et nytt sykepengetilfelle på 2 prosent. I logitmodellen er denne variabelen estimert til å ha en positiv effekt på sykefraværet. Utreget viser marginaleffekten en økning i sannsynligheten på 1,2 prosent. De individene som går på attføring, vil ha færre måneder i året der de kan motta sykepenger, men vil samtidig også ha mer sykefravær i forkant av en overgang til attføring. Disse to effektene vil trekke i hver sin retning og kan forklare forskjellen i fortegnet mellom de to modellene.

Når det gjelder *antall måneder med fødselspermisjon*, er effekten på sannsynligheten for å ha et sykepengetilfelle signifikant og negativ i logitmodellen, men svak positiv i fast effekt logitmodellen. Vi forventer at denne variabelen vil ha en negativ effekt på sykefraværet ettersom kvinner ikke kan motta sykepenger samtidig som de mottar fødselspenger. Det positive resultatet fra fast effekt logitmodellen kan skyldes at mange gravide vil være sykemeldt den siste perioden før de starter å motta fødselspenger. Det vil si at de vil kunne ha et sykepengetilfelle den måneden de starter å motta fødselspenger.

Som forventet har *antall måneder gravid* en signifikant positiv effekt på sannsynligheten for å ha et nytt sykepengetilfelle.

7.2 Estimering av antall erstattede sykepengedager

Vi ønsker å undersøke effekten av lønnet arbeid og antall barn på antall sykefraværsdager. Avhengig variabel er *sykepengedager* som er summen av alle sykefraværsdager erstattet av folketrygden hvert år. Antallet dager kan dermed bestå av summen erstattede dager fra flere sykemeldingsperioder eller fra et enkelt fravær. De inkluderte variablene er de samme som i det diskrete tilfellet. Vi ønsker å undersøke om vi finner andre resultater når vi ser på effekten av lønnet arbeid og omsorgsansvar på antall erstattede sykedager, enn da vi så på effekten på sannsynligheten for å ha minst ett sykepengetilfelle. Modellen er estimert separat for de samme underutvalgene som i det diskrete tilfellet. Resultatene fra disse regresjonene er presentert i Appendiks C og vil bli referert til der det er relevant. Modellene er også estimert med *antall barn under 11 år* og *antall barn under 6 år*. Koeffisientene til disse to variablene er presentert i Tabell C.2 i Appendiks C.

Resultatene fra estimering av modellen med minste kvadraters metode og fast effekt på hele utvalget er rapportert i tabell 7.2. Tabellen rapporterer koeffisienter, med standardavvik i parentes. Nederst i tabellen er det rapportert verdier for R^2 og F-test. R^2 måler hvor godt modellen føyer seg til de observerte dataene, der en høyere verdi generelt indikerer at modellen har høyere forklaringskraft. F-testen tester om alle koeffisientene (med unntak av konstantleddet) er ulik null. P-verdien i parentes viser det laveste signifikansnivået vi kan forkaste nullhypotesen.

Tabell 7.2: Resultater fra estimering av antall erstattede sykefraværsdager (*sykedager*).

	mkm	Fast effekt
	Koeffisient (Std. avvik)	Koeffisient (Std. avvik)
<i>Alder</i>	0.184*** (0.00679)	0.914*** (0.00996)
<i>Antall barn under 18 år</i>	-0.284*** (0.0284)	-0.806*** (0.0403)
<i>Nytt barn i forrige periode</i>	-0.818*** (0.0873)	0.491*** (0.0865)
<i>Nytt barn tidsforskjøvet</i>	-0.702*** (0.0836)	0.666*** (0.0826)
<i>Gift</i>	-3.381*** (0.0642)	-0.292** (0.106)
<i>Lønn¹</i>	-0.834*** (0.0214)	2,50*** (0.0467)
<i>Fulltid</i>	1.489*** (0.0628)	2.190*** (0.0789)
<i>Offentlig sektor</i>	2.822*** (0.0584)	-1.040*** (0.104)
<i>Under utdanning</i>	-3.840*** (0.0880)	-1.834*** (0.102)
<i>Antall mnd på attføring</i>	3.661*** (0.0791)	-6.084*** (0.0998)
<i>Antall mnd med fødselsperm</i>	-0.732*** (0.0109)	-0.649*** (0.0119)
<i>Antall mnd gravid</i>	4.018*** (0.0213)	4.094*** (0.0210)
<i>_cons</i>	2.670846 .2342109	-29.92429 .3477321
<i>R²</i>	0.0190	0.0313
<i>F-test</i>	2847.25 (p=0.0000)	3988.27 (p=0.0000)
<i>N</i>	3873521	3873521
<i>Antall individer</i>	410505	410505

¹ Målt i 100 000 kroner.

* Indikerer signifikans på 5 prosents nivå. ** Indikerer signifikans på 1 prosents nivå.

*** Indikerer signifikans på 0,1 prosents nivå.

Generelt skiller ikke resultatene i tabell 7.2 seg nevneverdig fra resultatene vi fant da vi så på sannsynligheten for å ha et sykepengetilfelle. Jeg velger derfor å fokusere på noen nøkkelvariabler.

Når det gjelder effekten av antall barn på sykefraværet, finner vi at en økning i *antall barn under 18 år* reduserer sykefraværet med 0,3 dager. Når vi tar hensyn til uobserverbar heterogenitet mellom individene, finner vi en reduksjon i antall erstattede sykefraværsdager på 0,8 dager. Tabell C.2 viser koeffisienten til *antall barn under 11 år* og *antall barn under 6 år*. Som vi så i det diskrete tilfellet har det førstnevnte målet en positiv, men ikke signifikant effekt på sykefraværet i fast effekt modellen. Hvis vi i stedet inkluderer *antall barn under 6 år*, finner vi en signifikant positiv effekt av antall barn på sykefraværet. Dette resultatet samsvarer med de funnene vi fant når vi så på effekten av antall barn på sannsynligheten for å ha et sykepengetilfelle. Når vi tar hensyn til uobserverbar heterogenitet mellom individene har en økning i antall eldre barn en svak negativ effekt på sykefraværet, mens en økning i antall små barn har en svak positiv effekt på sykefraværet.

Tabell C.6 presenterer resultatene fra estimering av modellene separat for gifte og ugifte kvinner. En økning i antall barn økte sannsynligheten for å ha et sykepengetilfelle for ugifte kvinner. I fast effekt modellen er effekten av antall barn på antall erstattede sykepengedager negativ både for gifte og ugifte kvinner. I henhold til dobbeltarbeidshypotesen vil vi forvente at antall barn vil ha en sterkere positiv effekt for ugifte enn for gifte kvinner. Samtidig vil det å være ugift i denne analysen ikke være ensbetydende med at man er enslig, ettersom kategorien ugift også inkluderer samboende.

Variabelen *nytt barn i forrige periode* hadde en negativ effekt på sannsynligheten for å ha et sykepengetilfelle. Når vi tar hensyn til uobserverbar heterogenitet mellom individene finner vi at denne variabelen har en positiv effekt på antall erstattede sykefraværsdager.

Når det gjelder effekten av *lønn*, fremgår det av Tabell C.7 at effekten på antall erstattede sykefraværsdager er sterkere for deltidsansatte enn for fulltidsansatte. At lønnseffekten er sterkere for deltidsansatte kan skyldes at høy lønn blant fulltidsansatte i mindre grad innebærer lang arbeidstid. Effekten av *lønn* er også sterkere for kvinner i offentlig sektor, når vi sammenligner kvinner i offentlig og privat sektor i Tabell C.8. Det kan tenkes at noen av de samme mekanismene også vil være til stede her.

Når vi ser på effekten av *fulltid*, finner vi at fulltidsansatte er estimert til å ha flere erstattede sykefraværsdager i begge modellene. Kvinner som arbeider fulltid er estimert til å ha 1,5 flere erstattede sykepengedager. Når vi tar hensyn til uobserverbar heterogenitet mellom

individene, finner vi at fulltidsansatte er estimert til å ha nesten 2,2 flere erstattede sykepengedager enn kvinner som arbeider deltid. At effekten er sterkere i fast effekt modellen kan skyldes at fulltidsarbeidende kvinner vil være kjennetegnet ved uobserverbare egenskaper, som for eksempel helse, motivasjon eller bestemte arbeidsvilkår, som øker sannsynligheten for å arbeide fulltid, men reduserer sannsynligheten for sykefravær. Ved ikke å ta hensyn til uobserverbar heterogenitet mellom individene vil dette kunne gi en underestimert effekt av å arbeide fulltid.

Tabell C.6 presenterer resultatene fra estimering av modellene separat for gifte og ugifte kvinner. Når vi sammenligner effekten av å arbeide fulltid på sykefraværet finner vi en sterkere effekt for ugifte kvinner i fast effekt modellen. Ugifte kvinner som arbeider fulltid har i overkant av tre flere erstattede sykefraværsdager enn ugifte kvinner som arbeider deltid. For gifte kvinner er differansen på 1,5 dager. Dette tyder på fulltidsarbeid har større negative helseeffekter for ugifte enn for gifte kvinner. Videre fremgår det av Tabell C.8 at fulltid har en sterkere effekt på sykefraværet for kvinner i privat enn i offentlig sektor. På samme måte som med ugifte kvinner tyder dette resultatet på at en fulltidsjobb i privat sektor har større negative helseeffekter enn en fulltidsjobb i offentlig sektor. Dette kan igjen forklare hvorfor en så stor andel av de dobbeltarbeidende kvinnene søker nettopp til offentlig sektor. Denne sektoren kan være kjennetegnet ved uobserverbare arbeidsforhold eller arbeidsvilkår som gjør det lettere å kombinere omsorg for barn med en fulltidsjobb.

Å arbeide i *offentlig sektor* hadde en svak positiv effekt på sannsynligheten for å ha et sykepengetilfelle. Når vi tar hensyn til uobserverbar heterogenitet mellom individene finner vi at denne variabelen har en negativ effekt på antall erstattede sykefraværsdager. Dette er et overraskende resultat med tanke på at sykefraværet er høyere i offentlig enn i privat sektor.

En marginal økning i *antall måneder med fødselspermisjon* har en negativ signifikant effekt på antall erstattede sykefraværsdager, som forventet. Kvinner som mottar fødselspermisjon vil ha færre måneder i året der de kan motta sykepenger. Denne variabelen hadde en positiv effekt på sannsynligheten for å ha et sykepengetilfelle i fast effekt logitmodellen.

7.3 Resultater fra test for seleksjon

Oppsummert gir resultatene fra fast effekt modellen en svak negativ effekt av antall barn på sykefraværet. Sammenhengen er derimot positiv, men ikke signifikant for *antall barn under 11 år*. Videre har *antall barn under 6 år* en svak positiv effekt på antall erstattede sykefraværsdager, når vi tar hensyn til uobserverbar heterogenitet mellom individene. Bratberg et al., (2002) fant at de kvinnene som kombinerer høy yrkesaktivitet med omsorg for barn, er en selektert gruppe kjennetegnet ved egenskaper som gir dem lavere sannsynlighet for sykefravær og høyere sannsynlighet for å få mange barn og delta i arbeidslivet. Seleksjonen oppstår fordi valget om å delta i arbeidsmarkedet eller valget om å få mange barn, ikke er uavhengig av sykefraværet. Som forklart i kapittel 4 er resultatene fra fast effekt modellen gyldige så lenge all uobserverbar heterogenitet mellom individene og eventuelle seleksjonsproblemer er konstant over tid. Hvis en eventuell seleksjonsprosess er tidsvarierende så vil fast effekt modellen ikke ta hensyn til seleksjon, og modellen vil gi forventningsskjevte koeffisientestimater.

I kapittel 4 ble en enkel test for seleksjon i fast effekt modellen ved Verbeek og Nijman (1992) presentert. Det kan finne sted flere type seleksjonsprosesser. I den deskriptive analysen fant vi resultater som tydet på at kvinner som kombinerer fulltidsarbeid med omsorg for barn selekterer seg inn i jobber i offentlig sektor. Dette kan bety at offentlig sektor er kjennetegnet ved arbeidsvilkår eller arbeidsforhold som gjør det lettere å kombinere yrkesaktivitet med omsorg for barn. Det kan også finne sted en seleksjon til det å få (flere) barn. Kvinner med god helse vil potensielt ha større sannsynlighet for å få (flere) barn, men også ha lavere sannsynlighet for å ha erstattet sykefravær. Videre vil vi kunne ha en seleksjon helt ut av arbeidsmarkedet, ved at de kvinnene som finner dobbeltarbeid mest problematisk slutter å jobbe. Vi så i den deskriptive analysen i kapittel 6 at yrkesdeltakelsen blant kvinner faller med antall barn, men i hovedsak i form av en reduksjon i andelen fulltidsansatte. Det er rimelig å anta at det er kvinner som kombinerer en fulltidskarriere med omsorg for barn som i størst grad vil være utsatt for dobbeltarbeid. Under antakelsen om at seleksjonsmekanismen handler om valget om å arbeide fulltid eller deltid, velger vi å teste for om kvinner som arbeider fulltid er en selektert gruppe. Testen går ut på å inkludere en tidsforskjøvet variabel for fulltid i modellen og teste for signifikans. Den inkluderte variabelen $r_{i,t-1}$ indikerer om et individ arbeidet fulltid i forrige periode. Under nullhypotesen om ingen seleksjon skal koeffisienten til den inkluderte variabelen ikke være signifikant. Testen er gjort på et ubalansert panel med

kvinner som alle tar verdien 1 på deltakelsesindikatoren r_{it} (altså at de arbeider fulltid). Vi betinger på at kvinnene må ha barn i alle periodene de er observert.

Den inkluderte variabelen har en signifikant effekt på sykefraværet. Vi kan dermed forkaste nullhypotesen om ingen seleksjon. Testens resultat indikerer at valget om å arbeide fulltid ikke er uavhengig av sykefraværet. En rimelig tolkning er da at kvinner som kombinerer en fulltidsjobb med omsorg for ett eller flere barn, er en selektert gruppe kjennetegnet ved en del uobserverbare egenskaper som gir dem høyere sannsynlighet for å arbeide fulltid og lavere sannsynlighet for å ha erstattet sykefravær. Det er mulig å kontrollere for seleksjon i analysen ved å identifisere en eller flere variabler som antas å være korrelert med valget om å arbeide fulltid, men ukorrelert med sykefraværet. Dette er ikke gjort i denne analysen, men vil bli videre diskutert i kapittel 8.

7.4 Oppsummering

I analysen finner vi at *antall barn under 18 år* har en svak negativ effekt på både sannsynligheten for å ha et sykepengetilfelle og antall erstattede sykefraværsdager for yrkesaktive kvinner¹². Samtidig finner vi at *antall barn under 6 år* har en positiv effekt på antall erstattede sykefraværsdager når vi tar hensyn til uobserverbar heterogenitet i modellen. Resultatene kan tyde på at en eventuell dobbeltarbeidseffekt er sterkere for små barn enn for eldre barn.

Det er rimelig å anta at en eventuell dobbeltarbeidseffekt vil være sterkere for fulltidsansatte, ettersom kvinner som arbeider fulltid vil ha en større total arbeidsbyrde. Når vi sammenligner deltids- og fulltidsansatte finner vi en negativ signifikant effekt av *antall barn under 18 år* både for deltids- og fulltidsansatte. Videre finner vi en signifikant positiv effekt av *antall barn under 18 år* på sannsynligheten for å ha et sykepengetilfelle for ugifte kvinner. Den positive effekten av å arbeide *fulltid* er også sterkere for ugifte enn for gifte kvinner. Disse funnene tyder på at det å kombinere en fulltidsjobb med omsorg for barn gir større negative helseeffekter blant ugifte enn blant gifte kvinner. Antall barn har videre en negativ signifikant effekt på sykefraværet for kvinner både i offentlig og privat sektor, når vi tar hensyn til

¹² Yrkesaktivitet er definert som å ha et registrert arbeidsforhold i inneværende periode. Alternativt kan vi definere yrkesaktivitet som å ha pensjonsgivende inntekt. Ved bruk av sistnevnte mål vil vi få et større utvalg, men hovedkonklusjonene fra analysen vil bli de samme.

uobserverbar heterogenitet mellom individene. Men det å arbeide *fulltid* i privat sektor har en sterkere positiv effekt på sykefraværet sammenlignet med i offentlig sektor. Dette resultatet kan tyde på at offentlig sektor er kjennetegnet ved arbeidsforhold og arbeidsvilkår som gjør det lettere å kombinere en fulltidskarriere med omsorg for barn.

Fast effekt modellen vil ta hensyn til uobserverbar heterogenitet mellom individene og en eventuell seleksjonsprosess som er konstant over tid. Resultatene fra denne modellen vil derfor være mer presise enn resultatene fra den enkle modellen. Modellen som ikke tar hensyn til uobserverbar heterogenitet mellom individene har lavere forklaringskraft enn fast effekt modellen, noe som vitner om at en større del av variasjonen i sykefraværet må tilskrives uobserverbare faktorer i feilledet. Videre vil koeffisientene være forventningsskjev på grunn av korrelasjon mellom forklaringsvariablene og uobserverbar heterogenitet i modellen.

Fast effekt modellen kontrollerer ikke for uobserverbare faktorer og eventuelle seleksjonsprosesser som varierer over tid. Hvis beslutningen om å delta i arbeidsmarkedet eller valget om å få (flere) barn ikke er uavhengig av sykefraværet kan vi få en underestimert effekt av antall barn på sykefraværet. Resultatet fra test for seleksjon tyder på at det finner sted en seleksjonsprosess inn i det å arbeide fulltid. Kvinner som kombinerer en fulltidsjobb med omsorg for barn, er en selektert gruppe kjennetegnet ved noen uobserverbare egenskaper som gir dem høyere sannsynlighet for å arbeide fulltid og lavere sannsynlighet for å ha erstattet sykefravær. Dette kan forklare hvorfor vi ikke finner en positiv effekt av antall barn på sykefraværet for fulltidsansatte.

8 Diskusjon

Formålet med denne oppgaven har vært å undersøke om en kombinasjon av yrkesdeltakelse og familieforpliktelser (målt som antall barn) bidrar til økt sykefravær blant norske kvinner. Flere tidligere studier på dobbeltarbeidshypotesen har funnet en negativ sammenheng mellom antall barn og sykefravær. En viktig metodisk utfordring har vært å prøve å finne ut om denne negative sammenhengen skyldes ulike typer seleksjonseffekter. Analysen til Bratberg et al. (2002) tyder på at seleksjonseffekter finnes. De finner at kvinner som kombinerer en yrkeskarriere med omsorg for flere barn, er en selektert gruppe karakterisert ved en del uobserverbare kjennetegn som gir dem høyere sannsynlighet for å arbeide mye og lavere sannsynlighet for å ha erstattet sykefravær.

I den deskriptive analysen finner vi at antall erstattede sykedager og andelen med erstattede sykedager faller med antall barn for yrkesaktive kvinner. Kvinner med ett barn har i gjennomsnitt høyest sykefravær, også når vi kontrollerer for arbeidstid. Når antall barn øker utover ett, synker fraværet og blir lavere enn fraværet blant de uten barn. Dette kan skyldes at en eventuell dobbeltarbeidseffekt svekkes når kvinner får flere barn, som følge av en tilvennings- eller læringseffekt. Det kan tenkes at å kombinere en yrkeskarriere med omsorg for barn er noe man lærer seg og blir flinkere til etter hvert (Mastekaasa og Dale-Olsen, 1998). Samtidig finner vi at kvinner reduserer sin yrkesdeltakelse ved økende antall barn. De fleste kvinner opprettholder sin yrkesinnsats ved ett barn, men yrkesinnsatsen faller med antall barn. Dette særlig i form av en reduksjon av andelen fulltidsansatte. Vi forventer at en eventuell dobbeltarbeidseffekt vil være sterkest for kvinner med flere barn, og vi ser også at det er blant disse kvinnene det er størst seleksjon, delvis eller helt ut av arbeidsmarkedet. Hvis det er de kvinnene som finner dobbeltarbeid mest problematisk som reduserer sin yrkesinnsats, vil dette gi en seleksjonseffekt. Dette innebærer at de kvinnene som kombinerer yrkesdeltakelse med et eller flere barn, er kjennetegnet ved noen egenskaper som gir dem høyere sannsynlighet for å delta i arbeidsmarkedet og lavere sannsynlighet for å ha sykefravær.

Ettersom vi undersøker effekten av en kombinasjon av yrkesdeltakelse og antall barn på sykefraværet, er alle kvinner som ikke har rett på sykepenger utelatt fra analysen. Dette innebærer å utelate alle kvinner som går på attføring i mer enn seks måneder, eller som mottar midlertidig eller varig uførepensjon, i innværende periode. Det kan tenkes at disse kvinnene i

større grad er utsatt for dobbeltarbeid, eller at de opplever dobbeltarbeid som mer problematisk. Ved å utelate dem risikerer vi i så fall å underestimere effekten av en kombinasjon av yrkesaktivitet og antall barn på sykefraværet. Ved å sammenligne kvinner som går over på andre helse relaterte ytelse med kvinner i det bearbeidede utvalget, finner vi at kvinner som går over på attføring, midlertidig eller varig uførepensjon, i gjennomsnitt verken har en større arbeidsmengde eller flere barn. Denne type seleksjonsproblem syntes derfor ikke å være et problem i denne analysen. Likevel kan det tenkes at kvinner som går over på andre helse relaterte ytelse skiller seg ut på noen uobserverbare kjennetegn, slik at det likevel kan finne sted en seleksjonsprosess.

Resultatene fra den økonometriske analysen gir at *antall barn under 18 år* har en svak negativ effekt på sykefraværet. Dette samsvarer med det vi fant i den empiriske analysen. Når vi tar hensyn til uobserverbar heterogenitet mellom individene finner vi en positiv, men ikke signifikant effekt av *antall barn under 11 år*, og en positiv signifikant effekt av *antall barn under 6 år* på antall erstattede sykefraværsdager. Det er altså en økning i antall eldre barn som gir en svak negativ effekt av antall barn på sykefraværet. Resultatene kan skyldes at en dobbeltarbeidseffekt er sterkere for yrkesaktive kvinner med omsorg for små barn, men kan også skyldes en seleksjonsprosess. Det kan tenkes at eldre kvinner som finner kombinasjonen av yrkesaktivitet og omsorg for barn problematisk, i større grad enn yngre kvinner, trekker seg delvis eller helt ut av arbeidsmarkedet. Samtidig kan det tenkes at eldre barn i mindre grad utgjør en belastning, slik at eldre kvinner ikke vil være utsatt for dobbeltarbeid i like stor grad som yngre kvinner.

Vi antar at en eventuell seleksjonsmekanisme i hovedsak handler om valget om å arbeide fulltid eller deltid, ettersom det er fulltidsansatte med ett eller flere barn som i størst grad vil være utsatt for dobbeltarbeid. I analysen finner vi at antall barn gir en reduksjon i sykefraværet både for deltids- og fulltidsansatte. Resultatet er overraskende i forhold til at fulltidsansatte med omsorg med barn forventes å være utsatt for en større arbeidsbelastning. Fra test for seleksjon fremgår det at kvinner som kombinerer omsorg for barn med en fulltidsjobb er en selektert gruppe. Kvinner som kombinerer fulltidsarbeid med omsorg for barn, er kjennetegnet ved en del uobserverbare egenskaper som gir dem lavere sannsynlighet for å ha sykefravær og høyere sannsynlighet for å arbeide fulltid. Dette vil gi en underestimering av effekten av antall barn på sykefraværet i analysen, og kan være en årsak til at vi finner en negativ sammenheng mellom antall barn og sykefravær for fulltidsansatte.

Et naturlig utgangspunkt for en videre analyse er å prøve å ta hensyn til seleksjon inn i det å arbeide fulltid. For å kontrollere for seleksjon må vi inkludere en eller flere identifiserende variabler som kan tenkes å ha en effekt på valget om å arbeide fulltid, men som er ukorrelert med sykefraværet. Bratberg et al. (2002) benytter tre variabler for å identifisere seleksjon inn i arbeidsmarkedet, nemlig type utdanning, ektefelles inntekt og arbeidserfaring. Med utgangspunkt i datasettet benyttet i denne analysen kan vi bruke ektefelles yrkesinntekt, trygdestatus eller utdanning for å ta hensyn til seleksjon inn i det å arbeide fulltid. Det kan ikke utelukkes at disse variablene kan ha en effekt på sykefraværet. For eksempel kan det tenkes at ektefelles yrkesinntekt også vil ha positive helseeffekter for andre medlemmer i husholdningen. Videre vil det også være nødvendig å betinge på et balansert panel der alle individer er gift i en sammenhengende periode. Dette vil kunne introdusere et nytt seleksjonsproblem, ettersom det er rimelig å anta at kvinner som er gift over en lengre tidsperiode vil utgjøre et selektert utvalg.

Resultatene fra den økonometriske analysen gir delvis støtte til dobbeltarbeidshypotesen. *Antall barn under 6 år* har en positiv effekt på antall erstattede sykefraværsdager når vi tar hensyn til uobserverbar heterogenitet mellom individene. I denne analysen har vi bare sett på effekten av antall barn på sykefraværet utover arbeidsgiverperioden. Det kan tenkes at dobbeltarbeid vil gi større utslag på korttidsfraværet. Mastekaasa (2000) finner resultater som tyder på antall barn øker det korte sykefraværet. Videre kan det tenkes at dobbeltarbeid først blir en byrde når den totale arbeidsbyrden blir tilstrekkelig stor. Vi forventer derfor at en eventuell dobbeltarbeidseffekt vil være sterkest for kvinner som arbeider fulltid og har store familieforpliktelser. Ettersom fulltidskategorien i denne studien også omfatter de som arbeider 80 prosent, kan det være at en eventuell positiv effekt av dobbeltarbeid på sykefraværet blir underestimert. I tillegg kan det tenkes at kvinner justerer sin arbeidsinnsats over tid ettersom de får flere barn, ved for eksempel å arbeide mindre når de blir utsatt for en "dobbel byrde".

Resultatene fra denne analysen tyder på at familieforhold kan være en viktig faktor for å forstå kjønnsforskjellen i sykefraværet. I de fleste studier som undersøker dobbeltarbeidshypotesen ved hjelp av registerdata operasjonaliseres den doble byrde med antall barn. En alternativ tolkning kan være at det er vanskeligere for kvinner enn for menn å kombinere rollen som arbeidstaker og forelder. Tidligere studier har vist at kvinner, i større

grad enn menn, opplever at rollen som arbeidstaker kommer i konflikt med foreldrerollen (Lidwall et al. 2009; Voss et al. 2008; Väänänen et al. 2008; Berntsson et al. 2006). Videre er det vist at denne type konflikter gir økt sykefravær både blant kvinner og menn (Jansen et al. 2006; Voss et al. (2008); Väänänen et al. 2008; Lidwall et al. 2009). Økningen i sykefraværet kan da knyttes til økningen i arbeidsmarkedsdeltakelse blant kvinner, og at flere dermed vil oppleve en rollekonflikt mellom ansvar for hjem og jobb. Lidwall et al. (2009) påpeker at for å bedre kunne måle effekten av dobbeltarbeid, kan det være behov for ikke bare å operasjonalisere familieforpliktelser ved objektive mål som antall barn, men i tillegg inkludere mål på selvoppfattede konflikter mellom arbeid og familie. Å kombinere registerdata med data fra spørreundersøkelser kunne derfor vært et interessant utgangspunkt for en videre analyse. Det vil gi oss bedre mulighet til å undersøke hvordan familieforpliktelser i kombinasjon med yrkesaktivitet påvirker sykefraværet blant kvinner.

Litteraturliste

- Alexanderson, K., Sydsjö, A., Hensing, G., Sydsjö, G. og Carstensen, J. (1996) Impact of pregnancy on gender differences in sickness absence. *Scandinavian Journal of Public Health*, 24 (3), p. 169 -176.
- Angrist, J. og Pischke, J. (2009) *Mostly Harmless Econometrics – An Empiricist's Companion*. Princeton, Princeton University Press.
- Arbeidsdepartementet. *Endringer i folketrygdløven mv. (pensjonsreformen – tilpasninger i reglene for alderspensjon til mottakere av dagens uførepensjon)*. Prop. 82 L (2009 – 2010).
- Arbeidsdepartementet (2007). *Ny uførestønning og ny alderspensjon til uføre*. NOU 2007:4.
- Arrow, K. (1963) Uncertainty and the Welfare Economics of Medical Care. *The American Economic Review*, 53 (5), p. 941-973.
- Barmby, T., Ercolani, M. og Treble, J. (2002) Sickness Absence: An International Comparison. *The Economic Journal*, 112 (480), p. 315-331.
- Barne-, likestillings- og inkluderingsdepartementet (2008). *Kjønn og lønn. Fakta, analyser og virkemidler for likelønn*. NOU 2008:6.
- Berntsson, L., Lundberg, U. og Krantz, G. (2006) Gender differences in work-home interplay and symptom perception among Swedish white-collar employees. *Journal of Epidemiology and Community Health*, 60 (12), p. 1070-1076.
- Bjørnstad, R. (2006) Er det økte sykefraværet tegn på et mer inkluderende eller ekskluderende arbeidsliv? *Økonomiske Analyser* 6/2006. Oslo, Statistisk sentralbyrå.
- Blank, N. og Diderichsen F. (1995) Short-term and long-term sick leave in Sweden: Relationships with social circumstances, working conditions and gender. *Scandinavian Journal of Social Medicine*, 23 (4), p. 265-272.

Brandth, B. og Kvande E. (2003) *Fleksible fedre. Arbeid-Maskulinitet-Velferdsstat*. Oslo, Universitetsforlaget.

Bratberg, E. og Risa, A. E. (2000) Incentivvirkninger i helse relaterte stønadsordninger. Rapport skrevet på oppdrag fra Sosial- og helsedepartementet. Bergen, Institutt for økonomi, Universitet i Bergen.

Bratberg, E., Dahl, S. Å. og Risa, A. E. (2002) "The Double Burden". Do Combinations of Career and Family Obligations Increase Sickness Absence among Women? *European Sociological Review*, 18 (2), p. 233-249.

Bratberg, E. og Naz, G. (2009) Does Paternity Leave Affect Mothers' Sickness Absence? Working Papers in Economics, No. 6. Bergen, Institutt for økonomi, Universitetet i Bergen.

Byron, K. (2005) A meta-analytic review of work-family conflict and its antecedents. *Journal of Vocational Behavior*, 67 (2), p.169-198.

Cahuc, P. og Zylberberg, A. (2004) *Labor Economics*. Cambridge, Massachusetts, The MIT Press.

Cameron, A. C. og Trivedi, P. K. (2009) *Microeconometrics Using Stata*. Texas, Stata Press, p. 613-616.

Connelly, R. og Kimmel, J. (2003) Marital status and Full-time/Part-time Work Status in Child Care Choices. *Applied Economics*, 35 (7), p. 761-777.

Dahl, G. (1999) FD-trygd: Type prosjekt, organisering, forløpsdata og analysemuligheter. SSB Notat 99/24.

Dahl, S. Å., Holmås, T. H., Skjeret, F. A. og Kjerstad, E. (2007) En kartlegging av holdninger til sykefravær i Norden. SNF-rapport 23/07.

Dunn, L. F. og Youngblood, S. A. (1986) Absenteeism as a Mechanism for Approaching an Optimal Labor Market Equilibrium: An Empirical Study. *The Review of Economic and Statistics*, 68 (4), p. 668-674.

Gjesdal, S. og Bratberg, E. (2002) The role of gender in long-term sickness absence and transition to permanent disability benefits. *European Journal of Public Health*, 12 (3), p. 180-186.

Gronau, R. (1973) The intrafamily Allocation of Time: The Value of the Housewives' Time. *The American Economic Review*, 63 (4), p. 634-651.

Gruber, J. og Krueger, A. (1991) The incidence of mandate employer-provided Insurance: lessons from Workers' Compensation Insurance. I: David Bradford red. *National Bureau of Economic Research*, 5. Cambridge, Massachusetts, The MIT Press, p. 111-143.

Gustaffson, S. og Stafford, F. (1992) Child Care Subsidies and Labor Supply in Sweden. *The Journal of Human Resources*, 27 (1), p. 204-230.

Hammer, L. B., Bauer, T. N. og Grandey, A. A. (2003) Work-Family Conflict and Work-Related Withdrawal Behaviors. *Journal of Business and Psychology*, 17 (3), p. 419-436.

Hansen, M. N. (1995) Sex Segregation and the Welfare State. ISF Rapport 1995:002. Oslo, Institutt for samfunnsforskning.

Hauge, L. og Opdalshei, O. A. (2000) Svangerskap og sykefravær. *Søkelys på arbeidsmarkedet*, (1), s. 89-93.

Helse- og Omsorgsdepartementet. *Arbeid for helse. Sykefravær og utstøting i helse- og omsorgssektoren*. NOU 2010:13.

Jansen, N. W. H., Kant, I.J., van Amelsvoort, L. G. P. M., Kristensen, T. S., Swaen, G. M. H. og Nijhus, F. J. N. (2006) Work-family conflict as a risk factor for sickness absence. *Occupational and Environmental Medicine*, 63 (7), p. 488-494.

- Kitterød, R. H. (2002) Store endringer i småbarnsforeldres dagligliv. *Samfunnsspeilet*, (4-5). Oslo, Statistisk sentralbyrå.
- Kostøl, A. R. og Telle, K. (2011) Det handler om kvinnene. *Samfunnsøkonomen*, (1), s. 4-14.
- Krueger, A. B. og Meyer, B. D. (2002) Labor supply effects of social insurance. Working Paper 94014. Cambridge, Massachusetts, National Bureau of Economic Research.
- Lidwall, U., Marklund, S. og Voss, M. (2009) Work-family interference and long-term sickness-absence: A longitudinal cohort study. *European Journal of Public Health*, 20 (6), p. 676-681.
- Laaksonen, M., Martikainen, P., Rahkonen, O. og Lahelma, E. (2008) Explanations for gender differences in sickness absence: Evidence from middle-aged municipal employees from Finland. *Occupational and Environmental Medicine*, 65 (5), p. 325-330.
- Markussen, S., Røed, K., Røgeberg O. J. og Gaure, S. (2009) The Anatomy of Absenteeism. IZA Discussion Paper No. 4240. Bonn, Institute for the Study of Labor.
- Mastekaasa, A. og Dale-Olsen, H. (1998) Kjønnforskjeller i sykefravær. ISF rapport 1998:9. Oslo, Institutt for samfunnsforskning.
- Mastekaasa, A. (2000) Parenthood, gender and sickness absence. *Social Science and Medicine*, 50 (12), p. 1827-1842.
- Mastekaasa A. og Dale-Olsen, H. (2000) Do Women or Men Have the Less Healthy Jobs? An Analysis of Gender Differences in Sickness Absence. *European Sociological Review*, 16 (3), p. 267-286.
- Michalopoulos, C., Robins, P.K. og Garfinkel I. (1992) A Structural Model of Labor Supply and Child Care Demand. *The Journal of Human Resources*, 27 (1), p. 166-203.

Mykletun, A. (2010) Tiltak for reduksjon i sykefravær: Aktiviserings- og nærversreform. Ekspertgrupperapport til Arbeidsdepartementet 01.02.10 ifølge mandat av 27.11.09. Oslo, Arbeidsdepartementet.

NAV (2011). Kontantstøttmottakere – nedgangen fortsetter. Tilgjengelig fra: <http://www.nav.no/Om+NAV/Tall+og+analyse/Familie+og+omsorg/Kontantstøtte/Kontants+støtte/Kontantstøttmottakere+--+nedgangen+fortsetter.275099.cms> [Nedlastet 04.03.2011].

Normann, T. M., Rønning, E. og Nørgaard, E. (2009) Utfordringer for den nordiske velferdsstaten – sammenlignbare indikatorer. København, Nordisk Socialstatistisk Komité.

Olberg, D. (2007) Flexicurity – Nordiske arbeidslivsmodeller i nye kontekster? Faf-notat 2007:24. Oslo, Faf.

Ose, S. O., Jensberg, H., Reinertsen, R. E., Sandsund, M. og Dyrstad, J. M. (2006) Sykefravær. Kunnskapstatus og problemstillinger. SINTEF A325 Rapport. Trondheim, SINTEF.

Rønsen, M. (2004) Kontantstøtten og mødres arbeidstilbud: Større virkninger på lengre sikt. *Samfunnsspeilet*, (6). Oslo, Statistisk sentralbyrå.

Statistisk sentralbyrå (2002) Tidsbruksundersøkelsen 2000.

Verbeek, M. og Nijman, T. (1992) Testing for Selectivity Bias in Panel Data Models. *International Economic Review*, 33 (3), p. 681-703.

Verbeek, M. (2008) *A Guide to Modern Econometrics*. West Sussex, John Wiley & Sons, Ltd.

Vistnes, J. P. (1997) Gender Differences in Days Lost from Work Due to Illness. *Industrial and Labor Relations Review*, 50 (2), p. 304-323.

Voss, M., Josephson, M., Stark, S., Vaez, M., Alexanderson, K., Alferdsson, L. og Vingård, E. (2008) The influence of household work and of having children on sickness absence

among publicly employed women in Sweden. *Scandinavian Journal of Health*, 36 (6), p. 564-572.

Väänänen, A., Kumulainen, R., Kevin, M. V., Ala-Mursula, L., Kouvonen, A., Kivimäki, M., Toivanen, M., Linna, A. og Vahtera, J. (2008) Work-Family Characteristics as Determinants of Sickness Absence: A Large-Scale Cohort Study of Three Occupational Grades. *Journal of Occupational Health Psychology*, 3 (2), p. 181-196.

Wagstaff, A. og Van Doorslaer, E. (2000) Equity in health care finance and delivery. I: Culyer, A.J. og J.P. Newhouse red. *Handbook of Health Economics*, vol 1B. Amsterdam, Elsevier, p. 1803-1862.

Åkerlind, I., Alexanderson, K., Hensing, G., Leijon, M. og Bjurulf P. (1996) Sex differences in sickness absence in relation to parental status. *Scandinavian Journal of Social Medicine*, 24 (1), p. 27-35.

Appendiks A: Utvalget ved tilrettelegging

Tabell A.1: Utvalget ved tilrettelegging.

År	1)	2)	3)	4)	5)
1993	479,317	443,512	443,467	437,682	388,482
1994	478,528	441,814	441,538	435,215	384,950
1995	475,802	440,460	439,660	432,157	381,897
1996	473,743	439,446	437,775	428,862	377,584
1997	472,179	438,638	435,412	424,883	372,831
1998	470,831	437,957	432,469	420,426	367,576
1999	469,762	438,327	429,988	416,301	362,166
2000	469,254	437,867	426,794	411,224	357,276
2001	468,408	437,075	423,544	405,787	355,288
2002	467,589	436,822	420,464	409,542	363,785
2003	467,005	436,356	416,641	404,898	359,002
2004	466,379	435,881	414,790	402,373	333,403
2005	465,767	435,465	413,183	403,342	334,422
2006	465,076	434,915	411,566	401,751	332,781

- 1) Etter ekskludering av alle som er uførepensjonister før 1993, eller som starter på et sykefraværstilfelle som ender med uførepensjon før 2008.
- 2) Etter ekskludering av alle kvinner som ikke er født i Norge.
- 3) Etter ekskludering av kvinner når de går over på foreløpig eller varig uførepensjon.
- 4) Etter ekskludering av kvinner når de går på attføring i mer enn 6 måneder i inneværende år.
- 5) Etter ekskludering av alle statsansatte.

Appendiks B: Deskriptiv statistikk over de uavhengige variablene

Tabell B.1: Deskriptiv statistikk over de uavhengige variablene i analysen.

		Mean	Std. Dev.	Min	Max	Obs.
<i>syk</i>	Overall	.2066737	.4049194	0	1	N = 3873685
	Between		.2282478	0	1	n = 410512
	Within		.3521641	-.7218977	1.135245	T-bar = 9.43623
<i>sykedager</i>	Overall	13.80729	44.21357	0	400	N = 3873685
	Between		27.97473	0	390	n = 410512
	Within		39.30469	-181.6927	380.1644	T-bar = 9.43623
<i>alder</i>	Overall	38.88346	6.034863	25	53	N = 3873685
	Between		5.089025	25	53	n = 410512
	Within		3.670153	29.68346	48.08346	T-bar = 9.43623
<i>barnu18</i>	Overall	1,356315	1.089061	0	12	N = 3873521
	Between		.9570854	0	12	n = 410505
	Within		.5886543	-6.143685	8.256315	T-bar = 9.43599
<i>barnu11</i>	Overall	.7957009	.9212538	0	10	N = 3873521
	Between		.7381567	0	8.571429	n = 410505
	Within		.593318	-5.537632	6.170701	T-bar = 9.43599
<i>barnu6</i>	Overall	.3695914	.634378	0	6	N = 3873521
	Between		.4498841	0	5	n = 410505
	Within		.476137	-3.630409	3.869591	T-bar = 9.43599
<i>nyttbarn_1</i>	Overall	.0797378	.2708868	0	1	N = 3873521
	Between		.139579	0	1	n = 410505
	Within		.240622	-.8293531	1.008309	T-bar = 9.43599
<i>nyttbarn_2</i>	Overall	.0837701	.2770428	0	1	N = 3873521
	Between		.1387633	0	1	n = 410505
	Within		.2460475	-.8253208	1.012342	T-bar = 9.43599
<i>gift</i>	Overall	.5938405	.4911151	0	1	N = 3873521
	Between		.4450549	0	1	n = 410505
	Within		.2217058	-.3347309	1.522412	T-bar = 9.43599
<i>lønn</i>	Overall	243.3755	123.053	-318.4134	7552.312	N = 3873521
	Between		104.942	-65.33206	2574.606	n = 410505
	Within		69.67147	-1634.663	5825.365	T-bar = 9.43599
<i>fulltid</i>	Overall	.6290622	.4830559	0	1	N = 3873521
	Between		.3916262	0	1	n = 410505
	Within		.2983872	-.2995092	1.557634	T-bar = 9.43599

Appendiks B: Deskriptiv statistikk over de uavhengige variablene

<i>off_sekt</i>	Overall Between Within	.4710897	.4991635 .451624 .2130381	0 0 -.4574836	1 1 1.399659	N = 3873521 n = 410505 T-bar = 9.43599
<i>under_utd</i>	Overall Between Within	.063539	.2439299 .161835 .204331	0 0 -.8650324	1 1 .9921104	N = 3873521 n = 410505 T-bar = 9.43599
<i>attfmnd</i>	Overall Between Within	.0386717	.3931557 .2748417 .3524921	0 0 -4.461328	6 6 5.6101	N = 3873521 n = 410505 T-bar = 9.43599
<i>fperm_mnd</i>	Overall Between Within	.4163976	1.727574 .8340807 1.570271	0 0 -6.916936	12 12 11.55925	N = 3873521 n = 410505 T-bar = 9.43599
<i>gravid_mnd</i>	Overall Between Within	.2846628	1.227117 .5921734 1.121225	0 0 -4.715337	7 7 6.784663	N = 3873521 n = 410505 T-bar = 9.43599

Appendiks C: Resultater fra estimering av modellene

Tabell C.1: Resultater fra estimering av sannsynligheten for et sykepengetilfelle (syk) for hele utvalget.

	Logit		FE-logit	
	Koeffisienter (Std. avvik)	Marginaleffekt (Std. avvik)	Koeffisienter (Std. avvik)	Marginaleffekt (Std. avvik)
<i>Antall barn under 11 år</i>	-0.0360*** (0.00170)	-0.0057337*** (0.00027)	0.00546 (0.00282)	0.000517 (0.001463)
<i>Antall barn under 6 år</i>	-0.0624*** (0.00281)	-0.0099261*** (0.00045)	0.0000413 (0.00375)	3.913e-06 (0.0003553)

* Indikerer signifikans på 5 prosents nivå. ** Indikerer signifikans på 1 prosents nivå.

*** Indikerer signifikans på 0,1 prosents nivå.

Tabell C.2: Resultater fra estimering av antall erstattede sykefraværsdager (*sykedager*) for hele utvalget.

	mkm	Fast effekt
	Koeffisienter (Std. avvik)	Koeffisienter (Std. avvik)
<i>Antall barn under 11 år</i>	-0.584*** (0.0317)	0.0742 (0.0391)
<i>Antall barn under 6 år</i>	-0.508*** (0.0455)	0.426*** (0.0498)

* Indikerer signifikans på 5 prosents nivå. ** Indikerer signifikans på 1 prosents nivå.

*** Indikerer signifikans på 0,1 prosents nivå.

Tabell C.3: Resultater fra estimering av sannsynligheten for å ha et sykepengetilfelle (*syk*) for gifte og ugifte¹.

	Gift		Ugift	
	Logit	FE-logit	Logit	FE-logit
	Koeffisienter (Std. avvik)	Koeffisienter (Std. avvik)	Koeffisienter (Std. avvik)	Koeffisienter (Std. avvik)
<i>Alder</i>	0.00724*** (0.000350)	0.0398*** (0.000697)	0.0334*** (0.000342)	0.0488*** (0.000761)
<i>Antall barn under 18 år</i>	-0.0867*** (0.00176)	-0.0752*** (0.00358)	0.0928*** (0.00211)	0.0600*** (0.00490)
<i>Nytt barn i forrige periode</i>	-0.441*** (0.00778)	-0.426*** (0.00913)	-0.522*** (0.0103)	-0.434*** (0.0121)
<i>Nytt barn tidsforskjøvet</i>	0.127*** (0.00679)	0.231*** (0.00819)	0.0769*** (0.00912)	0.278*** (0.0110)
<i>Lønn</i> ²	0.00135 (0.00164)	0.275*** (0.00398)	-0.0439*** (0.00191)	0.326*** (0.00446)
<i>Fulltid</i>	0.122*** (0.00400)	0.141*** (0.00671)	0.0942*** (0.00486)	0.216*** (0.00800)
<i>Offentlig sektor</i>	0.364*** (0.00354)	0.0295** (0.00933)	0.334*** (0.00399)	0.0149 (0.0105)
<i>Under utdanning</i>	-0.234*** (0.00785)	-0.198*** (0.0102)	-0.384*** (0.00823)	-0.201*** (0.0111)
<i>Antall mnd på attføring</i>	0.0893*** (0.00416)	-0.253*** (0.00519)	0.0576*** (0.00427)	-0.235*** (0.00536)
<i>Antall mnd med fødselsperm</i>	-0.00957*** (0.00109)	-0.00228 (0.00128)	-0.00595*** (0.00134)	0.00580*** (0.00158)
<i>Antall mnd gravid</i>	0.295*** (0.00133)	0.380*** (0.00182)	0.311*** (0.00156)	0.393*** (0.00217)
Loglikelihood	-1082722.7	-564467.14	-812983.99	-411854.23
LR chi2(11)	81926.16 (p=0.0000)	90510.41 (p=0.0000)	66126.11 (p=0.0000)	71813.72 (p=0.0000)
N	2300270	1613656	1573251	1139200
Antall individer	2300270	175673	1573251	135551

¹ Resultatene i tabellen er koeffisientestimer (standardfeil i parentes) og ikke marginaeffekter.

² Målt i 100 000 kroner.

* Indikerer signifikans på 5 prosents nivå. ** Indikerer signifikans på 1 prosents nivå.

*** Indikerer signifikans på 0,1 prosents nivå.

Tabell C.4: Resultater fra estimering av sannsynligheten for å ha et sykepengetilfelle (syk) for deltids- og fulltidsansatte¹.

	Deltid		Fulltid	
	Logit	FE-logit	Logit	FE-logit
	Koeffisienter (Std. avvik)	Koeffisienter (Std. avvik)	Koeffisienter (Std. avvik)	Koeffisienter (Std. avvik)
<i>Alder</i>	0.00909*** (0.000429)	0.0412*** (0.000952)	0.0271*** (0.000295)	0.0590*** (0.000634)
<i>Antall barn under 18 år</i>	-0.0524*** (0.00217)	-0.0337*** (0.00492)	0.0275*** (0.00170)	-0.0117*** (0.00368)
<i>Nytt barn i forrige periode</i>	-0.419*** (0.0106)	-0.402*** (0.0126)	-0.477*** (0.00771)	-0.420*** (0.00907)
<i>Nytt barn tidsforskjøvet</i>	0.0810*** (0.00902)	0.188*** (0.0113)	0.159*** (0.00686)	0.303*** (0.00829)
<i>Gift</i>	-0.302*** (0.00481)	-0.0888*** (0.0127)	-0.258*** (0.00345)	-0.0245*** (0.00823)
<i>Lønn²</i>	0.227*** (0.0000266)	0.512*** (0.0000616)	-0.0938*** (0.0000150)	0.194*** (0.0000346)
<i>Offentlig sektor</i>	0.300*** (0.00453)	-0.0117 (0.0109)	0.324*** (0.00328)	0.0551*** (0.0104)
<i>Under utdanning</i>	-0.416*** (0.00945)	-0.208*** (0.0134)	-0.247*** (0.00713)	-0.179*** (0.00942)
<i>Antall mnd på attføring</i>	0.0743*** (0.00453)	-0.236*** (0.00594)	0.0785*** (0.00397)	-0.269*** (0.00508)
<i>Antall mnd med fødselsperm</i>	-0.00658*** (0.00154)	-0.00155 (0.00183)	-0.00659*** (0.00102)	0.00342*** (0.00119)
<i>Antall mnd gravid</i>	0.318*** (0.00190)	0.395*** (0.00267)	0.306*** (0.00120)	0.387*** (0.00164)
Loglikelihood	260672	-317046.84	274760	203111
LR chi2(11)	60940.22 (p=0.0000)	54024.65 (p=0.0000)	99203.14 (p=0.0000)	1103709.40 (p=0.0000)
N	1436852	898220	2436669	1726317
Antall individer	-678822.86	122770	-1213821.7	-611216.14

¹ Resultatene i tabellen er koeffisientestimer (standardfeil i parentes) og ikke marginaleffekter.

² Målt i 100 000 kroner.

* Indikerer signifikans på 5 prosents nivå. ** Indikerer signifikans på 1 prosents nivå.

*** Indikerer signifikans på 0,1 prosents nivå.

Tabell C.5: Resultater fra estimering av sannsynligheten for å ha sykepengetilfelle (*syk*) for de som arbeider i offentlig og privat sektor¹.

	Offentlig sektor		Privat sektor	
	Logit	FE-logit	Logit	FE-logit
	Koeffisienter (Std. avvik)	Koeffisienter (Std. avvik)	Koeffisienter (Std. avvik)	Koeffisienter (Std. avvik)
<i>Alder</i>	0.0185*** (0.000343)	0.0465*** (0.000726)	0.0247*** (0.000344)	0.0584*** (0.000697)
<i>Antall barn under 18 år</i>	-0.0246*** (0.00181)	-0.00988** (0.00379)	0.0215*** (0.00196)	-0.0286*** (0.00416)
<i>Nytt barn i forrige periode</i>	-0.434*** (0.00895)	-0.416*** (0.0104)	-0.462*** (0.00864)	-0.402*** (0.0102)
<i>Nytt barn tidsforskjøvet</i>	0.147*** (0.00782)	0.259*** (0.00935)	0.124*** (0.00759)	0.271*** (0.00917)
<i>Gift</i>	-0.264*** (0.00393)	-0.0512*** (0.00961)	-0.281*** (0.00400)	-0.0383*** (0.00922)
<i>Lønn²</i>	0.0601*** (0.00223)	0.370*** (0.00511)	-0.0564*** (0.00157)	0.228*** (0.00360)
<i>Fulltid</i>	0.0488*** (0.00415)	0.137*** (0.00688)	0.164*** (0.00474)	0.198*** (0.00808)
<i>Under utdanning</i>	-0.312*** (0.00680)	-0.197*** (0.00901)	-0.312*** (0.0103)	-0.155*** (0.0138)
<i>Antall mnd på attføring</i>	0.0606*** (0.00422)	-0.244*** (0.00532)	0.0977*** (0.00418)	-0.251*** (0.00531)
<i>Antall mnd med fødselsperm</i>	-0.0130*** (0.00124)	-0.00643*** (0.00144)	0.00264* (0.00116)	0.0118*** (0.00136)
<i>Antall mnd gravid</i>	0.310*** (0.00154)	0.394*** (0.00205)	0.307*** (0.00135)	0.388*** (0.00185)
Loglikelihood	-959095.79 (p=0.0000)	-502942.36 (p=0.0000)	-939164.54 (p=0.0000)	-476320.36 (p=0.0000)
LR chi2(11)	64710.67	81213.43	71078.11	87479.54
N	1824790	1355947	2048731	1398763
Antall individer	252124	151736	274760	149393

¹ Resultatene i tabellen er koeffisientestimer (standardfeil i parentes) og ikke marginaeffekter.

² Målt i 100 000 kroner.

* Indikerer signifikans på 5 prosents nivå. ** Indikerer signifikans på 1 prosents nivå.

*** Indikerer signifikans på 0,1 prosents nivå.

Tabell C.6: Resultater fra estimering av antall erstattede sykefraværsdager (*sykedager*) for gifte og ugifte.

	Gift		Ugift	
	mkm	Fast effekt	mkm	Fast effekt
	Koeffisienter (Std. avvik)	Koeffisienter (Std. avvik)	Koeffisienter (Std. avvik)	Koeffisienter (Std. avvik)
<i>Alder</i>	0.00160 (0.00858)	0.822*** (0.0128)	0.335*** (0.0107)	1.014*** (0.0179)
<i>Antall barn under 18 år</i>	-1.122*** (0.0343)	-0.967*** (0.0488)	0.726*** (0.0509)	-0.876*** (0.0866)
<i>Nytt barn i forrige periode</i>	-0.790*** (0.105)	0.321** (0.105)	-1.795*** (0.158)	0.415** (0.160)
<i>Nytt barn tidsforskjøvet</i>	-0.667*** (0.0995)	0.523*** (0.0993)	-1.784*** (0.155)	0.505** (0.156)
<i>Lønn¹</i>	-0,545*** (0,0261)	2,29*** (0,0550)	-1,21*** (0,0361)	3,13*** (0,0956)
<i>Fulltid</i>	1.568*** (0.0749)	1.540*** (0.0969)	1.144*** (0.110)	3.192*** (0.145)
<i>Offentlig sektor</i>	2.789*** (0.0706)	-0.975*** (0.133)	2.967*** (0.0961)	-1.148*** (0.182)
<i>Under utdanning</i>	-2.931*** (0.117)	-1.834*** (0.135)	-4.651*** (0.132)	-1.193*** (0.167)
<i>Antall mnd på attføring</i>	3.722*** (0.106)	-6.987*** (0.139)	3.477*** (0.119)	-6.760*** (0.157)
<i>Antall mnd med fødselsperm</i>	-0.744*** (0.0135)	-0.641*** (0.0152)	-0.826*** (0.0185)	-0.720*** (0.0204)
<i>Antall mnd gravid</i>	3.842*** (0.0277)	4.036*** (0.0277)	4.075*** (0.0329)	4.105*** (0.0336)
<i>_cons</i>	7.57981 .3262335	-26.39591 .4793175	-2.893357 .3523083	-34.34358 .5774905
<i>R²</i>	0.0172	0.0289	0.0211	0.0332
<i>F-test</i>	1498.15 (p=0.0000)	2144.25 (p=0.0000)	1508.51 (p=0.0000)	1769.46 (p=0.0000)
<i>N</i>	2300270	2300270	1573251	1573251
<i>Antall individer</i>	284971	284971	260672	260672

¹ Målt i 100 000 kroner.

* Indikerer signifikans på 5 prosents nivå. ** Indikerer signifikans på 1 prosents nivå.

*** Indikerer signifikans på 0,1 prosents nivå.

Tabell C.7: Resultater fra estimering av antall erstattede sykefraværsdager (*sykedager*) for deltids- og fulltidsansatte.

	Deltid		Fulltid	
	mkm	Fast effekt	mkm	Fast effekt
	Koeffisienter (Std. avvik)	Koeffisienter (Std. avvik)	Koeffisienter (Std. avvik)	Koeffisienter (Std. avvik)
<i>Alder</i>	0.0652*** (0.0105)	0.835*** (0.0185)	0.215*** (0.00833)	1.121*** (0.0127)
<i>Antall barn under 18 år</i>	-0.880*** (0.0423)	-0.677*** (0.0726)	0.0933* (0.0368)	-1.022*** (0.0555)
<i>Nytt barn i forrige periode</i>	-0.814*** (0.141)	0.439** (0.148)	-0.919*** (0.112)	0.533*** (0.111)
<i>Nytt barn tidsforskjøvet</i>	-1.224*** (0.132)	0.494*** (0.139)	-0.463*** (0.109)	0.794*** (0.108)
<i>Gift</i>	-3.838*** (0.104)	-0.532* (0.225)	-3.139*** (0.0777)	-0.205 (0.131)
<i>Lønn¹</i>	2,19*** (0,0518)	5,61*** (0,0974)	-1,61*** (0,0252)	1,38*** (0,0486)
<i>Offentlig sektor</i>	1.545*** (0.0858)	-1.493*** (0.159)	2.960*** (0.0755)	-0.184 (0.165)
<i>Under utdanning</i>	-4.527*** (0.130)	-1.572*** (0.185)	-3.210*** (0.118)	-1.672*** (0.133)
<i>Antall mnd på attføring</i>	3.299*** (0.111)	-6.591*** (0.161)	4.002*** (0.112)	-7.778*** (0.149)
<i>Antall mnd med fødselsperm</i>	-0.716*** (0.0197)	-0.640*** (0.0229)	-0.774*** (0.0131)	-0.703*** (0.0145)
<i>Antall mnd gravid</i>	4.233*** (0.0396)	4.370*** (0.0408)	3.936*** (0.0248)	3.988*** (0.0250)
<i>_cons</i>	5.260319 .3708472	-28.73976 .6692375	4.057515 .2800898	-34.22407 .4407211
<i>R²</i>	0.0207	0.0326	0.0206	0.0312
<i>F-test</i>	1156.33 (p=0.0000)	1413.63 (p=0.0000)	2059.54 (p=0.0000)	2594.59 (p=0.0000)
<i>N</i>	1436852	1436852	2436669	2436669
<i>Antall individer</i>	260672	260672	337555	337555

¹ Målt i 100 000 kroner.

* Indikerer signifikans på 5 prosents nivå. ** Indikerer signifikans på 1 prosents nivå.

*** Indikerer signifikans på 0,1 prosents nivå.

Tabell C.8: Resultater fra estimering av antall erstattede sykefraværsdager (*sykedager*) for offentlig og privat sektor.

	Offentlig sektor		Privat sektor	
	mkm	Fast effekt	mkm	Fast effekt
	Koeffisienter (Std. avvik)	Koeffisienter (Std. avvik)	Koeffisienter (Std. avvik)	Koeffisienter (Std. avvik)
<i>Alder</i>	0.180*** (0.0103)	1.048*** (0.0154)	0.177*** (0.00876)	0.940*** (0.0136)
<i>Antall barn under 18 år</i>	-0.650*** (0.0410)	-0.673*** (0.0613)	0.101** (0.0384)	-0.908*** (0.0578)
<i>Nytt barn i forrige periode</i>	-0.690*** (0.137)	0.438** (0.138)	-0.920*** (0.113)	0.526*** (0.113)
<i>Nytt barn tidsforskjøvet</i>	-0.454*** (0.130)	0.848*** (0.132)	-0.916*** (0.109)	0.483*** (0.108)
<i>Gift</i>	-3.501*** (0.0981)	-0.384* (0.177)	-3.241*** (0.0824)	-0.163 (0.139)
<i>Lønn¹</i>	0,0312 (0,0468)	3,67*** (0,0806)	-1,07*** (0,0243)	1,86*** (0,0536)
<i>Fulltid</i>	1.191*** (0.0918)	1.658*** (0.115)	1.395*** (0.0864)	2.231*** (0.117)
<i>Under utdanning</i>	-4.195*** (0.112)	-1.677*** (0.133)	-3.093*** (0.140)	-0.626*** (0.176)
<i>Antall på attføring</i>	3.721*** (0.116)	-6.156*** (0.150)	3.652*** (0.108)	-7.269*** (0.146)
<i>Antall mnd med fødselsperm</i>	-0.835*** (0.0167)	-0.728*** (0.0187)	-0.648*** (0.0143)	-0.587*** (0.0158)
<i>Antall mnd gravid</i>	4.286*** (0.0328)	4.477*** (0.0329)	3.808*** (0.0278)	3.825*** (0.0278)
<i>_cons</i>	4.203871 .3579052	-36.77074 .5445852	3.486464 .3022042	-30.93557 .4700188
<i>R²</i>	0.0191	0.0333	0.0178	0.0319
<i>F-test</i>	1477.59 (p=0.0000)	2142.94 (p=0.0000)	1463.41 (p=0.0000)	2096.09 (p=0.0000)
<i>N</i>	1824790	1824790	2048731	2048731
<i>Antall individer</i>	252124	252124	274760	274760

¹ Målt i 100 000 kroner.

* Indikerer signifikans på 5 prosents nivå. ** Indikerer signifikans på 1 prosents nivå.

*** Indikerer signifikans på 0,1 prosents nivå.

Appendiks D: Marginaleffekter i fast effekt logitmodellen

Marginaleffekter i fast effekt logitmodellen er gitt ved:

$$\frac{\delta \Lambda(x_{it}'\beta + \alpha_i)}{\delta x_{it}'} = (\Lambda(x_{it}'\beta + \alpha_i)) \times (1 - \Lambda(x_{it}'\beta + \alpha_i))\beta$$

Vi får marginaleffekter ved å multiplisere koeffisientene med $f(x\beta) = (F(x\beta)(1 - F(x\beta)))$, der $F(x\beta) = P$. For å kunne estimere marginaleffekter har vi ved hjelp av STATA regnet ut den betingede sannsynligheten for at $y_{it} = 1$, gitt at minst en av y_{i1}, \dots, y_{iT} er lik 1, og satt denne inn i formelen for $f(x\beta)$ (Cameron og Trivedi, 2009). Marginaleffektene er evaluert i gjennomsnittet av forklaringsvariablene.

Vi har at den gjennomsnittlige predikerte sannsynligheten i hele utvalget er lik $\hat{P} = 0,11$.

Videre utregning gir:

$$f(x\beta) = P(1 - P) = 0,11 \times (1 - 0,11) = 0,09$$

Når vi multipliserer dette tallet med koeffisientene finner vi marginaleffekter, som viser prosentvis endring i den avhengige variabelen ved en marginal økning i forklaringsvariabelen.