



Inés Hardoy og Pål Schøne

I klemme mellom barneomsorg og karriere

En analyse av karriereutvikling for småbarnsmødre

C + 48, 325

C + 48, 26

© ISF 2004
Rapport 2004:17

Institutt for samfunnsforskning
Munthes gate 31
Postboks 3233 Elisenberg
0208 Oslo
www.samfunnsforskning.no

ISBN: 82-7763-205-3
ISSN: 0333-3671

Materialet i denne rapporten er omfattet av åndsverklovens bestemmelser. Det er lagt ut på internett for lesing på skjerm og utskrifter til eget bruk. Uten særskilt avtale med ISF er enhver eksemplarfremstilling og tilgjengeliggjøring utover dette bare tillatt i den utstrekning det er hjemlet i lov.

Utnyttelse i strid med lov eller avtale kan medføre erstatningsansvar, og kan straffes med bøter eller fengsel.

Innhold

Forord	5
1. Innledning og sammendrag.....	7
1.1. Sammendrag av de viktigste resultatene.....	10
2. Teoretisk rammeverk	13
2.1 Teorier om personkapital.....	13
2.2. Diskriminering.....	14
2.3. Kompenserende lønnsforskjeller	15
2.4. Omstillinger i arbeidslivet	15
2.5. En illustrasjon.....	16
3. Empiriske undersøkelser.....	19
4. Data og metode	23
4.1 Paneldata for to kohorter av kvinner	23
4.2. Grunnlagsdata til Lønnsstatistikken, 1997-2001	26
4.3. Metodisk tilnærming.....	27
5. Resultater	31
5.1. Generelle analyser av sammenhengen mellom barn og timelønn..	31
5.2 Lønnsutvikling for to kohorter av kvinner.....	36
5.3. Utvikling i arbeidstid for to kohorter av kvinner.....	44
6. Avslutning	49
Litteratur	51
Vedlegg.....	55

Forord

Denne rapporten presenterer analyser fra prosjektet: «Effekter av fødselspermisjon på lønn og arbeidstid» og prosjektet «Lønnstrukturen i privat og offentlig sektor», begge finansiert av Arbeids- og administrasjonsdepartementet.

Takk til Hege Torp for kommentarer til et tidligere utkast av rapporten.

Oslo, september 2004

Inés Hardoy og Pål Schøne

Innledning og sammendrag

Utgangspunktet for denne rapporten er en observasjon fra Likestillingsombudet om at en stadig større andel av henvendelsene dit gjelder kvinner som ikke får tilbake den jobben de hadde før de gikk ut i svangerskapspermisjon. Om-plassering eller nedgradering kan få negative konsekvenser for videre karriere, i form av lavere lønn eller kortere arbeidstid. I denne rapporten benytter vi informasjon fra representative datamaterialer for å se om vi finner indikasjoner på at karriereutviklingen for småbarnsmødre har forverret seg de senere årene.

Karriereutvikling måler vi ved lønnsutvikling og arbeidstid. Hovedfokus er på lønnsutvikling. Vi sammenligner lønnsutviklingen for kvinner som føder barn med lønnsutviklingen for kvinner som ikke føder barn, og analyserer om denne lønnsutviklingen har endret seg de senere årene.

En viktig del av kvinners kamp for likestilling har vært kampen for mindre lønnsforskjeller mellom kvinner og menn. Denne kampen har båret frukter. Lønnsforskjellene mellom kvinner og men har blitt redusert de siste 30 årene. Reduksjonen i timelønnsforskjeller har gått sammen med en kraftig økning i yrkesdeltakelse blant kvinner, fra omtrent 45 prosent i 1972 til omtrent 70 prosent i 2002, og er nesten på høyde med mennene (SSB 2003a).¹

Reduksjonen i lønnsforskjellen mellom kvinner og menn i Norge ser nå ut til å ha stoppet opp (Barth og Dale-Olsen 2004, Schøne 2004a). Dette ser ut til å være en tendens også i andre land som Danmark, Sverige, Storbritannia og USA (Rosholm og Smith 1996, Datta Gupta et al. 1998, Mumford og Smith 2004).

Hvordan kan vi forklare at reduksjonen i lønns-gapet mellom kvinner og menn har stoppet opp? En mulig forklaring som har fått økende oppmerksomhet innenfor den internasjonale arbeidsmarkedsforskningen de senere årene, er betydningen av kvinners perioder utenfor arbeidsmarkedet i forbindelse med

1. Prosenttall målt som sysselsatte i prosent av personer 16-74 år i alt.

fødsler og omsorg for barn (Ruhm 1998; Waldfogel 1998; Albrecht et al. 1998; Blau og Kahn 2000; Datta Gupta og Smith 2002).²

Norge har, sammenlignet med mange andre land, en relativt sjenerøs familiepolitikk. Lang betalt fødselspermisjon og subsidierte barnehager er to eksempler på dette. Familiepolitikken bidrar til omfordeling til fordel for barnefamilier. Familiepolitikken har også som mål å øke yrkesaktiviteten blant kvinner (mødre), dels ved praktisk tilrettelegging og dels ved økonomiske insentiver. Folketrygdens ytelser i forbindelse med fødsel og adopsjon er for eksempel knyttet til tidligere arbeidsinntekt, og Arbeidsmiljøloven sikrer rett til fri fra arbeidet ved svangerskap og fødsel og ved barns og barnepassers sykdom. Slike ordninger gir unge kvinner incentiver til å starte en arbeidsmarkedskarriere før de får barn. Dette kan gi en sterkere tilknytning til arbeidsmarkedet, og lette senere retur til arbeidsmarkedet.

Det har gjennom 1990-tallet vært gjennomført en rekke utvidelser av foreldres rett til fravær i forbindelse med fødsler og småbarnomsorg. Siden 1993 har alle yrkesaktive mødre rett til betalt fødselspermisjon, enten 80 prosent lønnskompensasjon i 52 uker, eller 100 prosent i 42 uker. For å øke fedrenes involvering ble det i 1993 også satt av 4 uker til far. I 1994 kom «tidskontoordningen» som muliggjorde større fleksibilitet i uttak av permisjon. I 1995 ble retten til ulønnet permisjon utvidet fra ett til tre år. Kontantstøtten ble innført 1. august 1998 for ettåringer og fra 1. januar 1999 for både ett- og toåringer. Støtten gis etter søknad og utbetales hver måned f.o.m. måneden etter at barnet har fylt ett år t.o.m. den måneden barnet fyller 3 år. Kontantstøtten utbetales bare til barn som ikke har barnehageplass med statlig driftstilskudd. Kontantstøtte kan bli sett som en frivillig forlengelse av fødselspermisjon.³

De aller fleste vil være enige om at godt utbygde ordninger for lønnet permisjoner i forbindelse med fødsler og barneomsorg gjør det lettere for mødre å kombinere arbeid og hjemmeliv. Men dersom periodene utenfor arbeidsmarkedet blir lange, kan det få negative konsekvenser for senere lønnsutvikling. Tall fra Statistisk sentralbyrås Arbeidskraftundersøkelse viser at andelen kvinner med midlertidig fravær har økt markert i perioden fra 1991 til 2001 for kvinner med små barn. Størst har økningen vært for mødre med barn under tre år. I 1991 var 38 prosent av de sysselsatte mødrene i denne gruppen fravæ-

2. Blau og Kahn (2000) skriver for eksempel: «One [factor] that has received particular attention recently is the impact of children on women's wages, since evidence of a negative effect of children on wages has been obtained, even in analyses which control for labor market experience.»

3. Den nyeste familiepolitiske reformen er innføring av selvstendig opptjeningsrett til fedre som tar ut fødselspermisjon i juli 2000. Retten til fødselspermisjon utover fedrekvoten på fire uker er basert på egen opptjenningstid og stillingsbrøk, uavhengig av mors yrkesdeltakelse før fødselen. Retten gjelder imidlertid ikke hvis moren samtidig er hjemme.

rende, i 2001 var andelen 44 prosent. I følge Kjeldstad og Rønsen (2002) utgjorde permisjon i forbindelse med svangerskap og barneomsorg drøyt 40 prosent av mødres totale midlertidige fravær. Denne andelen økte fra 37 prosent i 1991 til 45 prosent i 1999.

Likestillingsloven forbyr forskjellsbehandling på grunn av graviditet, amming og bruk av permisjonsrettigheter som er forbeholdt det ene kjønn. En arbeidsgiver kan ikke legge vekt på graviditet eller amming ved ansettelse. I utgangspunktet vil all forskjellsbehandling på grunn av fødselspermisjon være i strid med likestillingsloven. Det gjelder enten det er mor eller far som tar ut permisjonen.

Når det gjelder uttak av fødselspermisjon, er loven todelt. For det første, for de fire ukene som er forbeholdt far (fedrekvoten) og de ni ukene som er forbeholdt mor (tre uker før fødselen, og de seks første ukene etter fødselen) gir loven en absolutt beskyttelse mot forskjellsbehandling. For resten av fødselspermisjonen kan foreldrene fritt dele seg imellom. Forskjellsbehandling på dette grunnlaget vil derfor ikke være en direkte diskriminering av det ene kjønn. Slik forskjellsbehandling kan likevel være indirekte diskriminering. Det er i utgangspunktet forbudt. Det kan gjøres unntak fra forbudet dersom forskjellsbehandlingen har en saklig og tungtveiende grunn. Hvilke følger forskjellsbehandlingen får for den som rammes, skal telle med i vurderingen.

Det ligger ikke innenfor Likestillingsloven at man har en garanti for å kunne returnere til samme jobb eller stilling etter fødselspermisjon. Arbeidsgiver har en styringsrett til å kunne endre de ansattes arbeidsoppgaver. Dette vil likevel kunne komme i konflikt med likestillingsloven dersom for vedkommende vesentlige endringer har oppstått, for eksempel en markert degradering. Bestemmelsene i likestillingsloven om graviditet og fødselspermisjon finner man i §3.

Vi har ingen ambisjon i denne rapporten å avdekke eventuell diskriminering av kvinner etter tilbakekomst fra fødselspermisjon. Den overordnede målsettingen er å analysere om karriereutviklingen for sysselsatte kvinner som har vært ute av arbeidsmarkedet i forbindelse med fødsel og barneomsorg har forverret seg relativt til lønnsutviklingen til sysselsatte kvinner som ikke har vært ute av arbeidsmarkedet i forbindelse med fødsel og barneomsorg. Vi undersøker effekten av fødselspermisjon på timelønn og på arbeidstid, og ser om utviklingen har endret seg i løpet av de senere årene. Vi undersøker også hvordan effekten varierer langs ulike dimensjoner: antall barn, utdanningsnivå og sektor (privat versus offentlig).

For å avdekke mekanismer bak lønnsutviklingen for småbarnsmødre benytter vi informasjon om to kohorter av kvinner, kvinner som føder i 1995 og kvinner som føder i 1998. Til dette datamaterialet er det koblet informasjon om sammenlignbare kvinner som *ikke* føder i 1995 og 1998. For både kvinner som føder og kvinner som ikke føder, har vi forløpsdata både bakover i tid og framover i tid. Datamaterialet inneholder opplysninger om lønn, tidligere

fødsler, sivil status, utdanningsnivå og næring for perioden 1994-2001. Vi vil derfor kunne analysere om det er forskjeller mellom næringer og ulike utdanningsgrupper. Datamaterialet inneholder ikke informasjon om hvor lenge hver kvinne er ute i fødselspermisjon. Vi tror ikke dette er avgjørende. Majoriteten av norske mødre tar ut full fødselspermisjon. For å måle effekten av perioder ute av arbeidsmarkedet benytter vi isteden variasjon over tid, ved å sammenligne utvikling i lønn og arbeidstid for kohorter av mødre på to forskjellige tidspunkter.

Rapporten er disponert på følgende måte: I kapittel 2 drøfter vi noen relevante økonomiske teorier. Kapittel 3 presenterer en del empiriske arbeider som er gjort på området. Deretter følger en beskrivelse av data og metode i kapittel 4. Kapittel 5 presenterer resultatene og kapittel 6 avslutter.

1.1. Sammendrag av de viktigste resultatene

I dette avsnittet oppsummerer vi noen av de viktigste funnene:

- Sysselsatte kvinner med barn har lavere timelønn enn sysselsatte kvinner uten barn, og lønnsgapet øker med antall barn. Dette resultatet gjelder etter at vi har kontrollert for andre observerte kjennetegn som påvirker lønn (alder, arbeidstid, utdanningsnivå, bosted, næring, landbakgrunn, mm). Dette er med andre ord lønnsforskjeller mellom relativt like kvinner, bortsett fra at den ene gruppen har barn (ett eller flere) mens den andre gruppen ikke har det.

Dette resultatet har flere mulige forklaringer: diskriminering av mødre er en mulig forklaring, men det er også andre. For det første: kvinner med barn tilbringer flere og lengre perioder ute av arbeidsmarkedet sammenlignet med kvinner uten barn. I perioder utenfor arbeidsmarkedet glemmes og foreldes kunnskap, og de går også glipp av opplæring (det akkumuleres ikke ny kunnskap). Dette kan ha negative konsekvenser for senere lønnsutvikling. For det andre: kvinner med barn og kvinner uten barn kan være forskjellig med hensyn til en del uobserverte kjennetegn som er korrelert med lønn. For eksempel, dersom kvinner uten barn er mer karriereorienterte enn kvinner med barn, og dette er en uobservert egenskap vi ikke klarer å ta hensyn til i analysene, vil analysene overvurdere effekten av barn på lønn.

- Lønnsgapet mellom kvinner med barn og kvinner uten barn er mye lavere i offentlig sektor enn i privat sektor. Basert på denne observasjonen kan man hevde at offentlig sektor er mer «familievennlig» enn privat sektor. Mer sjenerøse permisjonsordninger er et eksempel på dette. I tillegg avspeiler nok forskjellen i lønnsgapet mellom offentlig og privat sektor en forskjell i lønns-

struktur, med en generelt mye mer sammenpresset lønnsstruktur i offentlig sektor.

- Kvinner med barn har lavere timelønn enn kvinner uten barn, *men vi finner ingen klare tegn til at utviklingen har forverret seg de senere årene*. Utviklingen preges av stabilitet. Denne konklusjonen er basert på en sammenligning av lønnsutviklingen for to kohorter av kvinner fra 1995 og 1998. Analysen sammenligner lønnsutviklingen for kvinner som fødte versus kvinner som ikke fødte i de to årene. For kohorten fra 1995 måles lønnsutviklingen fra 1994 til 1998. For kohorten fra 1998 måles lønnsutviklingen fra 1997 til 2001. I analyseperioden er det ikke skjedd noen endringer i lengden på fødselspermisjonen (den siste endringen ble gjennomført i 1993).

Analysene gjennomføres også separat etter sektor (offentlig og privat), utdanningsnivå og for førstegangsfødende. Resultatene er de samme: Ingen spor av forverring av lønnsutviklingen for sysselsatte kvinner som har født versus kvinner som ikke har født mellom de to periodene. Det vil være av interesse å supplere med nye kohorter av mødre for å se om denne utviklingen forsetter etter 2001.

- En analyse av sammenhengen mellom barnefødsler og arbeidstid blant sysselsatte kvinner viser en utvikling mot mindre heltid til fordel for mer deltid i de senere årene. Arbeidstid måles ved hjelp av en binær variabel som skiller på om kvinnen arbeider heltid eller deltid. Resultatene her viser at sysselsatte kvinner som fødte i 1998 har større sannsynlighet for å jobbe deltid heller enn heltid sammenlignet med sysselsatte kvinner som fødte i 1995. Dersom overgang fra heltid til deltid er en tilpasning som ikke er villet fra kvinnenenes side, kan det argumenteres for at dette er en uheldig utvikling. Det er likevel viktig å understreke at vi ikke kan skille mellom en utvikling som er et resultat av kvinnenenes eget valg, og det som er et resultat av begrensinger på tilbudssiden (arbeidsgiversiden). I denne sammenhengen kan det nevnes at norske undersøkelser (se for eksempel Ellingsæter og Wiers-Jensen 1997 eller Hardoy og Schøne 2004) har vist at majoriteten av norske kvinner som arbeider deltid, arbeider deltid fordi dette er en arbeidstid som passer dem, og som gjør det mulig å kombinere arbeid med familieliv og barneomsorg.

Kort diskusjon av funnene

Utgangspunktet for rapporten er en observasjon fra Likestillingsombudet om at en stadig større andel av klagenes dit gjelder kvinner som ikke får tilbake den jobben de hadde før de gikk ut i fødselspermisjon. Vi svarer på dette spørsmålet ved å analysere utvikling i lønn og arbeidstid for sysselsatte små-

barnsmødre. Våre hovedfunn er at sannsynligheten for å jobbe deltid heller enn fulltid har økt i de senere årene, men vi finner ingen effekter på timelønn.

Det kan kanskje virke rart at vi finner en effekt på arbeidstid men ikke timelønn. Det er imidlertid slik at i følge norske undersøkelser (se bl.a. Har-doy og Schøne 2004) er timelønnsforskjellene mellom heltidsarbeidere og deltidsarbeidere små i Norge, spesielt etter at vi kontrollerer for forskjeller i utdanningsnivå og alder.

Det er andre mulige grunner til at vi ikke finner noen effekt på timelønn. Det kan være at fenomenet ikke er stort og omfattende nok til at vi kan fange det opp i store representative datasett. Det er også mulig at fenomenet er så pass nytt at det ikke fanges opp i vårt analysevindu, som slutter i 2001.

Innenfor dette korte oppdraget har vi i stor grad benyttet foreliggende datamaterialer. Analyser av nyere data for å følge utviklingen videre vil være av interesse.

Teoretisk rammeverk

Som et bakteppe til de empiriske analysene presenterer vi i dette avsnittet noen årsaker til at det kan være en sammenheng mellom perioder ute av arbeidsmarkedet i forbindelse med fødsler og barnepass og senere lønnsutvikling.

2.1 Teorier om personkapital

En helt sentral økonomisk teori som belyser sammenhengen mellom perioder ute av arbeidsmarkedet og senere yrkeskarriere, er teorien om personkapital (Mincer og Polachek 1974; Becker 1985). Denne teorien ser på det enkelte individ som en ressurs. Investering i form av utdanning og opplæring i arbeidslivet øker individet produktivitet. I følge denne teorien er det flere grunner til at perioder ute av arbeidsmarkedet kan henge negativt sammen med senere arbeidsmarkedstilpasning:

- i) Verdien av personkapitalen forringes i perioder ute av arbeidsmarkedet. Kunnskap og kompetanse foreldes eller glemmes.
- ii) Det akkumuleres ikke ny personkapital. Personer som er ute av arbeidsmarkedet går glipp av både generell yrkeserfaring og opplæring på arbeidsplassen. Begge disse to faktorer kan ha negative konsekvenser for senere lønnsutvikling.
- iii) Uobservert heterogenitet. I motsetning til de to andre forklaringene, som handler om en kausal sammenheng fra yrkesdeltakelse til lønn, dreier uobservert heterogenitet seg om individuelle kjennetegn som motiverer den enkeltes valg av utdanning og engasjement i arbeidslivet. Hypotesen her er at kvinner som er forskjellig med hensyn til preferanser for barn eller ikke barn, også kan være forskjellig i forhold til en del uobserverte egenskaper som motivasjon eller fokus på karriere. Selv kvinner med samme utdanning vil kunne ha veldig forskjellige lønnsprofiler dersom noen er mer engasjert og motivert i forhold til jobb og

- karriere enn andre, og dette kan variere systematisk med om de har barn eller ikke. Det er viktig å ta hensyn til slike uobserverte egenskaper når man skal studerer *effekten* av perioder utenfor arbeidsmarkedet på lønn. Uten slik kontroll kan man tillegge det å få barn en effekt det ikke har.
- iv) Lavere produktivetsnivå blant mødre trenger nødvendigvis ikke å være knyttet kun til tapt yrkeserfaring i perioder utenfor arbeidsmarkedet. Becker (1991) argumenterer for at mødre er mindre produktive fordi de er slitne på grunn av hjemmearbeid, eller fordi de sparer seg i jobben slik at de har overskudd når de kommer hjem. Bekymring for barnas trivsel/velvære kan også avlede fokus fra arbeidsoppgaver på jobben.

2.2. Diskriminering

En annen hypotese om hvorfor perioder utenfor arbeidsmarkedet i forbindelse med fødsler og barneomsorg kan føre til lavere lønn, er knyttet til diskriminering. Denne tilnærmingen forutsetter et marked med asymmetrisk informasjon, der den ene part har informasjon den andre part ikke har. Mangel på informasjon fører til at arbeidsgivere velger gjennomsnittsbetraktninger for gruppens forventede produktivitet framfor for å tilegne seg kostbar kunnskap om den enkeltes produktivitet. Hypotesen er at arbeidsgivere vil diskriminere kvinner med barn (Goldin, 1990).

Det er ulike former for diskriminering. Statistisk diskriminering kjenne-tegnes ved at individer behandles ut fra gjennomsnittskjennetegn ved gruppen vedkommende tilhører (eksempelvis kvinner i fruktbar alder). Dersom kvinner forventes i gjennomsnitt å ha høyere tilbøyelighet enn menn til å ta fri fra jobben i forbindelse med barnefødsler og barneomsorg, kan dette føre til at alle kvinner (også de som ikke tar fri fra jobben og kvinner uten barn) får dårligere tilgang til interne karrieremuligheter, og derfor lavere lønn enn menn. I så fall vil man kunne oppleve en flatere lønnsprofil for kvinner enn for menn. Diskriminering kan også skje etter at kvinnen har fått barn. I så fall vil man observere en flattere lønnsprofil etter første fødsel.

Monopsonistisk diskriminering er en form for diskriminering som kan være relevant i forhold til kvinner generelt og mødre med barn spesielt. Slik diskriminering oppstår hvis for eksempel kvinner med små barn er mindre mobile enn kvinner uten barn, og arbeidsgiverne i det lokale arbeidsmarkedet utnytter denne makten (monopsoni-makt) ved å sette timelønnen til mødre med barn lavere enn timelønnen til mødre uten barn.

Signalisering er nært beslektet med diskriminering. Signalisering handler om at individets adferd tolkes som et signal om individets eller gruppens produktivitet. For eksempel kan det å ta fri fra jobben i forbindelse med barne-

fødsler og barneomsorg tolkes som et signal til arbeidsgivere om lav produktivitet. Signalet om den enkeltes produktivitet blir mer presist desto færre som tar fri i forbindelse med barnefødsler og barneomsorg. Når alle, eller de fleste kvinner (ikke menn) avbryter karrieren og tar ut full fødselspermisjonen, slik tilfellet er i Norge, vil permisjon ikke være et godt signal for å skille de jobb- og karriereorienterte kvinnene fra de mindre jobb- og karriereorienterte kvinnene. Det kan derimot brukes til å si noe om hele gruppen, for eksempel et signal om lavere forventet produktivitet blant kvinner, men ikke menn, i småbarnsfasen. Dersom dette er tilfelle vil man kunne forvente at lange perioder ute av arbeidsmarkedet i forbindelse med fødsler vil føre til et lønnsgap mellom kvinner og menn.

2.3. Kompenserende lønnsforskjeller

Teorien om kompenserende lønnsforskjeller (Rosen, 1986) predikerer at kjennetegn ved jobben som arbeidstakere finner lite attraktive vil gi høyere lønn for å kompensere for de ufordelaktige forholdene, mens kjennetegn ved en jobb som arbeidstakerne finner attraktive vil komme som en kostnad for arbeidstakeren i form av lavere timelønn. Skiftarbeid blir for eksempel ofte benyttet som et eksempel på en negativ jobbattributt som arbeidstakeren blir kompensert for i form av høyere timelønn. Å jobbe færre timer for å frigjøre tid til andre aktiviteter, som for eksempel tid med barn og familie, er et eksempel på en positiv jobbattributt.

Mødre som er villige til å bytte lønn med mer familievennlige ordninger (mer fleksibilitet, mindre pålagt overtid, barnepass på jobben, osv.) kan tenkes å søke yrker og jobb hvor slike ordninger finnes. Arbeidsgiveren vet dette og kompenserer lavere lønninger med å tilby familievennlig vilkår.

Det er store variasjoner på tvers av stillinger og yrker, men også mellom bedrifter og mellom offentlig og privat sektor når det gjelder familievennlige ordninger. Ved å kontrollere for slike kjennetegn kan man ta hensyn til en del av slike seleksjonsmekanismer.

2.4. Omstillinger i arbeidslivet

Teoriene nevnt ovenfor handler om mulig forklaringer på eksisterende lønnsforskjeller mellom mødre og ikke mødre og mellom menn og kvinner. Denne kilden handler om at *konsekvensen* av fravær i forbindelse med fødsler og barneomsorg har endret seg. Dette kan skyldes endringstrekk både ved arbeidsmarkedet og ved arbeidstakerne. La oss ta arbeidsmarkedet først. Arbeidsmarkedet er i kontinuerlig endring. Det er likevel grunn til å hevde at

omstillingstakten er høyere nå enn tidligere. På arbeidsplassen kan dette dreie seg om eierskifter, oppsplitting, fusjoner, omorganiseringer, prosjektorganisering, innføring av ny teknologi og nye stillingsorganiseringer. Det finnes mye empirisk litteratur som indikerer at omstillingshastigheten er høyere i dagens arbeidsmarked sammenlignet med arbeidsmarkedet for bare noen år tilbake. Undersøkelser i for eksempel Torvatn og Molden (2001) viser at 50 prosent av respondentene svarer at de har opplevd en omorganisering de siste 12 månedene, og rundt 20 prosent har opplevd at virksomhetens eierforhold har skiftet i løpet av de siste tre årene. Økt omstillingshastighet kan føre til at fravær fra arbeidsmarkedet får større konsekvenser for senere lønn og karriereutvikling nå enn tidligere.⁴ For å kunne svare på om omstillinger på virksomheten har betydning for konsekvensen av fravær, trenger vi opplysninger på virksomhetsnivå om dette. Slike data er tilgjengelige for prosjektet.

Endrede konsekvenser av fravær i forbindelse med fødsler og barnepass kan også skyldes at gruppen av arbeidstakere har endret seg. Andelen kvinner med høy utdanning har økt dramatisk de siste årene. For alt annet likt, er det grunn til å tro at fravær fra arbeidsmarkedet har større negative konsekvenser for lønn og karriere for en kvinne med høy utdanning enn for en kvinne med lav utdanning. Kvinner med høy utdanning vil ofte være i jobber med høye kompetansekrav. Dette er jobber som vil være mer sårbare overfor depresiering av personkapital sammenlignet med jobber med lavere kompetanseinnhold. Forskjellig depresieringsrate av personkapital avhengig av utdanningsnivå er blant annet diskutert i Polachek (2004).

2.5. En illustrasjon

På en svært stilisert måte kan figur 2.1 illustrere noe av det vi ønsker å analysere. Figuren viser utvikling av timelønn for to typer kvinner: en som ikke får barn, og en som får det. Den tykke heltrukne linjen illustrerer timelønnsutviklingen over karrieren for en kvinne som aldri får barn. Betrakt så en kvinne som får barn på tidspunkt t^* . I perioden fra t^* til t_1 der hun er ute av arbeidsmarkedet depresieres personkapitalen og det akkumuleres ikke ny. Det illustreres ved at potensiell timelønn reduseres, illustrert ved at den tynne heltrukne linjen mellom t^* og t_1 peker nedover. Etter at kvinnen kommer tilbake til arbeidsmarkedet antar vi at det foregår en lønnsopphenting. Ved tidspunkt t_2 har kvinnen som fødte tatt igjen kvinnen som ikke har født. Lønnsendringen fra

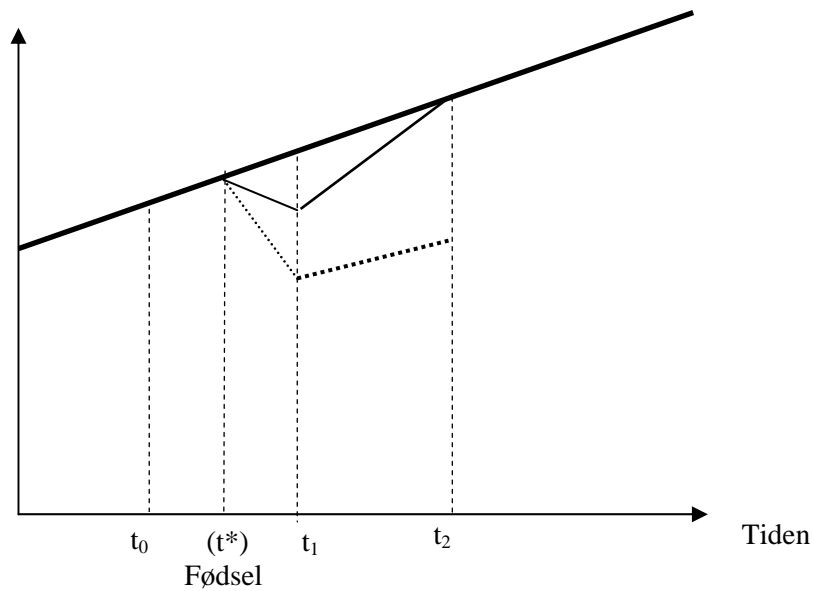
4. En indikator på dette er rapporter fra Likestillingsombudet om at de får stadig flere saker som gjelder diskriminering av gravide og kvinner som har fødselspermisjon. Likestillingsombud sier at stadig flere kvinner opplever at de ikke får tilbake den stillingen de hadde, når de går tilbake i jobb etter fødselspermisjon (Aftenposten 25. mars 2004).

perioden før fødselen (t_0) til perioden etter fødselen (t_2) er den samme for de to gruppene.

De stiplede linjene illustrerer en tenkt lønnsutvikling for småbarnsmødre i en annen periode. Den potensielle lønnen faller mer i perioden hun er ute av arbeidsmarkedet, for eksempel som følge av at konsekvensen av fravær har blitt større. I tillegg har vi illustrert at etter tilbakekomst på arbeidsmarkedet skjer det ingen lønnsoppheving. At det ikke skjer noen lønnsoppheving kan skyldes flere ting: diskriminering, tap av personkapital, omstillinger i arbeidslivet med mer. Sammenlignet med både kvinner som ikke føder og kvinner som fødte i den første perioden har lønnsutviklingen for småbarnsmødre forverret seg. I det første tilfellet er det full lønnsoppheving, i det andre tilfellet ikke.

Figur 2.1. Barn og timelønn over karriereløpet

Lønn



Figur 2.1 illustrerer at lønnsutviklingen for småbarnsmødre fra før- til etterperioden er dårligere for kvinner som fødte i det stiplede regime enn for kvinner som fødte i det heltrukne regimet. I den empiriske analysen tester vi om lønnsutviklingen for småbarnsmødre fra 1998 er forskjellig fra lønnsutviklingen for småbarnsmødre fra 1995. Mer om analysedesignet i kapittel 4.

Empiriske undersøkelser

Den teoretiske litteraturen peker på mange årsaker til hvorfor det å ha barn kan påvirke kvinners lønn. Det å ha barn kan påvirke lønn direkte ved at kvinner med barn yter mindre på jobben, eller indirekte ved at kvinner med barn har akkumulert mindre yrkeserfaring sammenlignet med kvinner uten barn. Lavere timelønn blant mødre kan også være et uttrykk for mødrenes preferanser, som for eksempel ønske om mer fleksibilitet og mindre overtid framfor høyere lønn. Lønnsforskjeller kan også gjenspeile arbeidsgivers diskriminering (ubegrunnet nedvurdering av kvinner med barn). I tillegg er ikke årsakssammenhengen entydig. Det er også mulig at kvinner med lavere inntektspotensial over livsløpet er mer tilbøyelige til få barn. Slike uobserverte forskjeller mellom kvinner med barn og kvinner uten barn som påvirker lønn vil forstyrre tolkningen av sammenhengen mellom barn og timelønn som en *effekt* av barn.

Disse effektene er ofte vanskelig å skille i empiriske analyser. Forsøkene er likevel mange. Det finnes mange internasjonale empiriske studier som har analysert sammenhengen mellom perioder utenfor arbeidsmarkedet i forbindelse med fødsler og barneomsorg, og senere lønns- og karriereutvikling. Resultatene er ikke entydig. Noen studier finner negativ sammenhenger (Ruhm 1998; Gruber 1994, Harkness og Waldfogel 1999), andre finner positive eller ingen sammenhenger (Joshi et al. 1999; Waldfogel 1998, 1999; Albrecht et al. 1998; Datta Gupta og Smith 2002).

Det er mange grunner til at resultatene spriker. For det første varierer de institusjonelle rammene mye både over tid og mellom land. Fødselspermisjon er landsdekkende og finansieres over offentlig budsjetter i noen land, mens deler av kostnadene i andre land faller på arbeidsgiverne (for eksempel i USA). For det andre varierer lengden på betalt fødselspermisjon. I noen land er perioden med betalt fødselspermisjonen kort (for eksempel i USA og Storbritannia), mens den i andre land er lang (for eksempel i Skandinavia). For det tredje, hvor fort man går tilbake til arbeidslivet avhenger blant annet av mulighetene for barnepass og forholdene på arbeidsmarkedet. Barnehagedekning varierer veldig mellom land. For eksempel er barnehagedekningen for barn 1-3 år ca 40 prosent i Norge, og ca 6 prosent i Italia. Institusjonelle forhold på

arbeidsmarkedet er også svært forskjellige. I noen land er mulighetene for fleksibel og kortere arbeidstid få, som for eksempel i Italia. I Norge er retten til deltidsarbeid i småbarnsfasen lovfestet. Fagforeningsdekning og andelen arbeidere som er medlem av fagforeninger er et annet institusjonelt kjennetegn som varierer markert mellom land. I en internasjonal sammenheng er det norske arbeidslivet kjennetegnet av en relativt høy fagforeningsdekning. Det kan argumenteres for at fagforeninger kan ha en gunstig effekt i forhold til diskriminering av småbarnsmødre.

I tillegg til de ovennevnte kildene vil resultatene også sprike fordi det er stor variasjon i metoder som benyttes, i hva slags datamaterialer som legges til grunn, i hvilke variabler som inkluderes, og hvilke tidsperioder som analyseres.

I det følgende oppsummerer vi noen av de empiriske studiene. Vi begynner med studier på tvers av land og regioner. Deretter presenterer vi studier fra enkeltland.

Ruhm (1998) analyserer individuelle økonomiske konsekvenser av fødselspermisjon for kvinner i ni Europeiske land (blant annet Norge), fra 1969 til 1993. Studien analyserer effekter både i forhold til sysselsetting og lønnsutvikling. Sammenligningsgruppen i alle analysene er menn. Analysene svarer derfor på hvordan endringer i betalt fødselspermisjon påvirker lønnsforskjeller og sysselsettingsforskjeller mellom kvinner og menn. Et viktig resultat fra studien er at korte perioder med betalt fødselspermisjon har liten effekt på den relative timelønnsforskjellen mellom kvinner og menn, mens lengre perioder borte fra jobben i forbindelse med fødsler har en negativ effekt. I studien er korte perioder definert ved fravær opp til tre måneder, mens lange perioder er definert ved fravær i ni måneder.

Harkness og Walfogel (2003) presenterer analyser av sammenhengen mellom barn og lønnsutvikling for kvinner i syv land (Storbritannia, USA, Tyskland, Sverige, Finland, Canada og Australia). De finner etter kontroll på en rekke kjennetegn som påvirker lønn, at den negative effekten av barn på mødres lønn er størst i Storbritannia. Den negative lønnseffekten er minst i de Nordiske landene. En viktig bakenforliggende årsak til resultatene for Storbritannia, er at «lønnsstraffen» er høy for deltidsansatte, hvor kvinner ofte er konsentrert i lavlønnsyrker. De finner videre at det er en klar sammenheng mellom generelle lønnsforskjeller mellom kvinner og menn og «familiegapet» (det vil si lønnsforskjell mellom kvinner med barn og kvinner uten barn). De landene som har et stort «familiegap» har også store lønnsforskjeller mellom kvinner og menn.

Ondrich et al. (2002) analyserer effekten av fødselspermisjon på lønnsvekst blant tyske kvinner i femårs perioder (1984-1989 og 1989-1999). Effekten av fødselspermisjon måles ved hjelp av en kontinuerlig variabel, gitt ved antall måneder med fødselspermisjon. I begge perioden finner de en negativ

effekt på lønnsvekst av fødselspermisjon. Resultatene viser at en ekstra måned med fødselspermisjon reduserer lønnsveksten med ca 1,5 prosent.

Andre europeiske studier rapporterer om andre sammenhenger. Joshi et al. (1999) finner ved hjelp av data fra Storbritannia lite empirisk belegg for hypotesen om at det å få barn har en negativ effekt på lønninger, etter at de kontrollerer for personkapital og sektortilhørighet.

Det finnes mange studier fra USA. Waldfogel (1999) analyserer effekten av 'Family and Medical Leave Act' (FMLA) på yrkesaktivitet og lønn blant amerikanske mødre. FMLA er den første lov i USA som gir rett til betalt fødselspermisjon til alle amerikanske kvinner. Hun finner en negativ men ikke signifikant effekt av FMLA på kvinners lønn. Waldfogel peker på at en mulig årsak til at effekten ikke er mer negativ, er at loven påtvinger forholdsvis lite økonomiske ansvar på arbeidsgiver.

Waldfogel (1997, 1998) argumenterer for at det kan være en positiv sammenheng mellom fødselspermisjon og lønn. Hun begrunner dette med at fødselspermisjon gjør det mulig for kvinnene å beholde jobben, samtidig som de også nyter godt av ansiennitetstillegg mens i fødselspermisjon. Waldfogels empiriske studier fra USA og Storbritannia bekrefter hennes hypotese: å ha barn har en negativ effekt på kvinnenens lønn, mens kvinner som tar ut fødselspermisjon opplever en lønnspremie som er større enn den negative effekten av å ha barn. Waldfogels funn er begrenset til USA, hvor fødselspermisjon ikke er landsdekkende, og hvor en stor del av kostnadene dekkes av den enkelte arbeidsgiver. Situasjonen i Norge, med landsdekkende, uniforme og mer sjenerøse ordninger, avviker markert fra de amerikanske ordningene.

Budig og England (2001) analyserer sammenhengen mellom barnefødsler og lønn for kvinner i USA i perioden 1982-1993. Ved å kontrollere for karriereavbrudd, tapt yrkeserfaring og deltidsarbeid klarer de å forklare ca en tredjedel av «familiegapet» (lønnsgapet mellom kvinner uten barn og kvinner med barn). De argumenterer for at den resterende lønnsforskjellen skyldes redusert produktivitet i perioder etter svangerskap og/eller diskriminering blant arbeidsgivere. Lundberg and Rose (2000) studerer sammenhengen mellom lønn, arbeidstid og barn for gifte kvinner og menn i USA i perioden 1980-1992. De finner at lønnstraffen er på 5 prosent og at lønnsgapet varierer med antall barn. De kontrollerer ikke for arbeidserfaring.

Av skandinaviske studier kan vi nevne Albrecht et al. (1998) som analyserer sammenhengen mellom karriereavbrudd og senere lønnsutvikling for både kvinner og menn i Sverige. De finner en negativ sammenheng mellom total tid utenfor arbeidsmarkedet og senere lønn. De finner videre at ulike typer fravær har ulik effekt. Et interessant funn er at betalt fødselspermisjon har ingen negativ effekt på kvinners lønn, mens andre former for avbrudd har det.

Datta Gupta og Smith (2002) analyserer effekten av barn og karriereavbrudd på lønnsforskjeller mellom kvinner med og uten barn i Danmark basert på data fra 1980 til 1995. Resultatene viser at etter kontroll for uobserverte

forskjeller mellom kvinner med barn og kvinner uten barn forsvinner den negative effekten av barn på lønn. De konkluderer med at den viktigste effekten av barn på lønn er tap av personkapital i løpet av perioder utenfor arbeidsmarkedet. Bortsett fra det konkluderer de med at det ikke er noen indikasjoner på at barn har noen langsiktige negative effekter på mødres lønnsutvikling.

Skyt Nielsen et al. (2002) analyserer også sammenhengen mellom karriereavbrudd i forbindelse med fødsler og senere lønnsutvikling for danske kvinner. Analysene er basert på tverrsnittsdata for året 1997. De finner at kvinner som tar ut fødselspermisjon blir straffet i privat sektor men ikke i offentlig sektor. I den «familievennlige» offentlige sektoren finner de ingen langsiktige lønnseffekter av perioder ute av arbeidsmarkedet grunnet fødsler. Deres analyser antyder at det er en seleksjon av kvinner inn i den mer «familievennlige» offentlig sektor. Det betyr at kvinner som har preferanser for familievennlige arbeidsbetingelser vil søke seg til offentlig sektor.

Det er få norske studier som spesielt har sett på sammenhengen mellom mødres perioder ute av arbeidsmarkedet i forbindelse med fødsler og senere lønnsutvikling. Et unntak er Schøne (2004b), som spesielt analyserer effekten av kontantstøtten på mødres lønnsutvikling (kontantstøtte kan bli sett som en frivillig forlengelse av fødselspermisjon). Hypotesen som testes er om mødres perioder ute av arbeidsmarkedet i forbindelse med fødselspermisjon og kontantstøtte har hatt negative effekter på lønnsutviklingen. Konklusjonen fra denne studien er at kontantstøtten isolert sett ikke har hatt noen målbar effekt på mødres lønnsutvikling.

Data og metode

Vi benytter to ulike datakilder; et koblet registerdatasett bestående av informasjon om to kohorter av kvinner (se avsnitt 4.1), og et datasett basert på grunnlagsdataene til SSBs Lønnsstatistikk (avsnitt 4.2).

4.1 Paneldata for to kohorter av kvinner

Dataene til analysene er hentet fra ulike administrative registre, samlet inn av Statistisk sentralbyrå (SSB) og bearbeidet ved Institutt for samfunnsforskning (ISF). Utgangspunktet er individuelle registeropplysninger om populasjonen av alle kvinner mellom 20 og 45 år, i henholdsvis 1995 og 1998. Til disse to kohortene av kvinner er det koblet på registeropplysninger. For begge kohortene har vi paneldata fra og med 1994 til og med 2001.

Om kvinnene har vi følgende opplysninger: timelønn, alder, fødsler, arbeidstid, høyeste fullførte utdanningsnivå, sivil status (gift eller ikke), bosted, landbakgrunn, næring og sektor.

Timelønn er registrert total lønn i arbeidsforholdet i løpet av året (hentet fra Lønns- og trekkoppgaveregisteret) dividert på antall arbeidstimer i løpet av samme periode. Antall arbeidstimer er konstruert på bakgrunn av opplysninger om varighet av arbeidsforholdet pluss informasjon om avtalt arbeidstid. Avtalt arbeidstid er gitt i tre kategorier: Kort deltid (4-19 timer per uke), lang deltid (20-29 timer per uke), og heltid (30 timer og mer per uke).⁵

5. I konstruksjonen av arbeidstimer i løpet av perioden gir vi vektorer til de tre arbeidstidskategoriene, målt relativt til heltid. Heltid gis vekt 1, lang deltid gis vekt 2/3 og kort deltid gis vekt 1/3. Formelen for timelønn er:

$$\text{timelønn} = \frac{\text{Total lønn i arbeidsforholdet}}{\text{Antall arbeidstimer i arbeidsforholdet}}$$

hvor antall arbeidstimer i arbeidsforholdet er gitt ved formelen: $(1800 \times \text{Varighet av arbeidsforholdet i dager}) / 365$. Hvor 1800 er satt som antall arbeidstimer per år for et normalt heltidsårsverk. Antall arbeidstimer i arbeidsforholdet er korrigert med vektorer beskrevet

Timelønn er den avhengige variabelen i de fleste analysene våre. I analysene benytter vi logaritmen til timelønn. Fordelen med å benytte logaritmen til timelønn er at effekten av forklaringsvariablene da kan tolkes som prosentvise endringer i timelønn. I alle analysene har vi deflatert timelønn med konsumprisindeksen til 1997-priser.

Informasjon om *alder* er gitt per 31.12 hvert år og hentet fra det sentrale personregisteret. Ideelt sett skulle vi ønske å ha et mål på faktisk yrkeserfaring, kontrollert for avbrudd, perioder ute av arbeidsmarkedet og arbeidstid. Flere undersøkelser viser at kontroll for faktisk yrkeserfaring er viktig når man skal forklare lønnsforskjeller mellom kvinner med og uten barn. Til fremtidige analyser vil det være ønskelig å koble på opplysninger om akkumulerte pensjonspoeng, som en indikator på faktisk yrkeserfaring.

Tidspunkt for *fødsler* er gitt ved år og måned. Vi har opplysninger om alle fødsler til alle kvinnene i datamaterialet fram til og med år 2001. Fra opplysningen om fødsler lager vi variabler for antall barn.

Informasjon om *høyeste fullførte utdanningsnivå* er basert på SSBs standard for utdanningsgruppering. Vi skiller mellom fire grupper: Grunnskole; Videregående skole, Høyere utdanning I (fire år eller mindre på universitet eller høgskole); og Høyere utdanning II (mer enn fire år på universitet eller høgskole).

Arbeidstid måles (som nevnt over) ved hjelp av tre dummyvariabler som angir avtalt arbeidstid i løpet av uken: Kort deltid (4-19 timer); Lang deltid (20-29 timer); Heltid (30 timer eller mer).

Bosted måles ved hjelp av en dummy variabel, som tar verdien 1 dersom personen bor i Oslo, og 0 ellers.

Landbakgrunn måles ved seks dummy variabler: Norge, Norden, Vest-Europa, Øst-Europa, Asia og Amerika.

Næring er gitt ved to-siffer NACE-kode. Vi skiller mellom ti næringer:

1. Primærnæringer (Nace 01-09);
2. Industri, bergverk, kraft og vannforsyning og bygg- og anlegg (NACE 10-49);
3. Varehandel (NACE 50-54);
4. Hotell- og restaurant (NACE 55);
5. Transport og kommunikasjon (NACE 60-64);
6. Finansiell tjenesteyting og forsikring (NACE 65-67);
7. Eiendomsdrift, forretningsmessig tjenesteyting (NACE 70-74);

over. De brede kategoriene for arbeidstid kan føre til at vi i noen tilfeller feilvurderer den virkelige forskjellen i timelønn. Dette vil for eksempel skje dersom kvinner med og uten barn i gjennomsnitt har systematisk forskjellig arbeidstid, innen for samme arbeidstidsgruppe. For eksempel, dersom kvinner med barn i gruppen lang deltid i gjennomsnitt arbeider 20 timer i uken, mens kvinner uten barn i gjennomsnitt arbeider 30 timer i uken, så vil vi overvurdere lønnsforskjellen mellom kvinner med og uten barn.

8. Offentlig forvaltning (NACE 75);
9. Undervisning og helse- og sosialtjenester (NACE 80-85);
10. Andre sosiale og personlige tjenester (NACE 90-99)

Sektor gir informasjon om personen arbeider i privat eller offentlig sektor. Offentlig sektor defineres ved næringsgruppe 8 og 9 over. Resten defineres som privat sektor.

Datamaterialet inneholder ikke informasjon om hvor lenge hver kvinne er ute i fødselspermisjon. Vi tror ikke dette er avgjørende. Majoriteten av norske mødre tar ut full fødselspermisjon.⁶ For å måle effekten av perioder ute av arbeidsmarkedet benytter vi isteden variasjon over tid, ved å sammenligne lønnsutviklingen for kohorter av mødre på to forskjellige tidspunkter. Metoden er nærmere beskrevet i neste kapittel.

Hver kohort av kvinner mellom 20 og 45 år blir delt i to ettersom de har født barn eller ikke. Da sitter vi med 4 delutvalg: kvinner som fødte i 1995, kvinner som ikke fødte i 1995, kvinner som fødte i 1998 og kvinner som ikke fødte i 1998. Vi begrenser analysene til de som er observert i både pre- og post-periodene, dvs. 1994 og 1998 for 1995 kohorten og 1997 og 2001 for 1998-kohorten). Videre begrenser vi oss til kvinner som er registrert med minst 100 arbeidstimer i løpet av et år, og som har en beregnet timelønn mellom 50 og 3000 kroner. Denne siste begrensningen betyr at vi begrenser analysene til kvinner som er lønnstakere i både pre- og post-periodene. Dersom det er slik at andelen blant kvinnene som føder som faller ut er ulikt fordelt mellom 1995- og 1998-kohortene vil det kunne føre til skjevheter. For eksempel dersom andelen blant de som føder i 1998 som faller ut av arbeidsmarkedet er større enn andelen blant de som føder i 1995, og det er de med lav lønn som faller ut, så vil det kunne føre til en undervurdering av en negativ lønnsutvikling for fødende kvinner de senere årene. Dette blir nærmere diskutert i avsnitt 4.3.

Av datahåndteringsårsaker velger vi å ta et 10 prosents tilfeldig trukket utvalg av kvinnene som ikke føder i løpet av 1995 og 1998. Vi inkluderer alle kvinnene som føder. For å ta hensyn til dette veker vi alle analysene med den inverse av kvinnens trekk sannsynlighet.⁷ På den måten blir resultatene representative for sysselsatte kvinner mellom 20 og 45 år i 1995 og 1998.

6. Danielsen og Lappegård (2003) viser at i 2000 var det ca 80 prosent av kvinnene som hadde rett til lønnet permisjon som tok ut 52 uker med 80 prosent lønn. I tillegg, Lappegård (2003) viser at i år 2000 var det hele 85 prosent av alle fedre som hadde rett til fødselspermisjon som tok ut permisjon, mens det i 1994 var kun 33 prosent som gjorde det. Av dem som benytter seg av muligheten til å ta ut permisjon, er det imidlertid små endringer i hvor mye permisjon som benyttes. Gjennomsnittlig antall dager brukt av fedre har ligget stabilt på 23-24 dager i perioden 1994-2000. Dersom vi antar at den samlede fødselspermisjonstiden tas ut betyr det at det er lite variasjon mellom kvinner i lengden på fødselspermisjon.

7. Lik 1 for kvinner som føder og 10 for kvinner som ikke føder.

4.2. Grunnlagsdata til Lønnsstatistikken, 1997-2001

Vi supplerer med noen analyser basert på grunnlagsdata fra Lønnsstatistikken til Statistisk sentralbyrå (SSB). Vi har individopplysninger for perioden 1997-2001. Lønnsstatistikken samles inn en gang per år og gir informasjon om lønnsnivå og lønnsfordeling blant ansatte i privat og offentlig sektor. Datamaterialet er basert på registrering av alle observasjoner i offentlig sektor (totaltelling) og et stort utvalg i privat sektor.

Populasjonen i privat sektor omfatter alle foretak i SSBs Bedrifts- og foretaksregister unntatt primærnæringene. Trekkeenheten i privat sektor er foretak. Alle bedrifter i et foretak blir gruppert som en enhet. Alle individer i et trukket foretak vil være med i tellingen. Utvalget i privat sektor er stratifisert etter næring og antall ansatte. Alle store foretak (grensene varierer etter næring) er trukket ut. Andre foretak er trukket med en trekksannsynlighet som faller med antall ansatte. I alle analysene, når ikke annet sies, er materialet vektet.⁸ Dette er gjort for at tallene skal være representative for yrkesaktive kvinner i privat og offentlig sektor.

Variabler som benyttes i analysen inkluderer: timelønn, antall barn, næring, alder, sivil status (gift eller ikke), bosted, landbakgrunn og utdanningsnivå. Disse er i hovedsak konstruert på samme måte som beskrevet i avsnitt 4.1. Unntak gjelder for variabelen *timelønn*, som er total månedsførtjeneste på tellingstidspunktet hvert år (1. oktober), dividert på antall arbeidstimer. Total månedsførtjeneste inkluderer grunnlønn (fast avtalt lønn inklusive faste personlige tillegg), bonuser og provisjoner, og uregelmessige tillegg. Overtidsbetaling inkluderes ikke i målet for månedsførtjeneste. Uregelmessige tillegg er lagt til som et beregnet gjennomsnitt for perioden 1. januar til tellingstidspunktet. Bonuser og provisjoner er beregnet som gjennomsnitt per måned for perioden 1. oktober året før til tellingstidspunktet.

Fra grunnlagsdataene til Lønnsstatistikken har vi kun informasjon om heltidsansatte. Alle analysene fra dette materialet er derfor begrenset til *heltidsansatte* kvinner. For ansatte i privat sektor betyr det at de har en avtalt arbeidstid på minst 33 timer i uken. For ansatte i offentlig sektor er de med del lønnsprosent lik 100 regnet som heltidsansatte. Dette er i henhold til vanlig praksis for analyse av heltidsansatte i staten. Videre begrenser vi oss til kvinner i aldersgruppen 20-45 år. Som i paneldatasettet begrenser vi oss også her til kvinner med en timelønn mellom 50 og 3000 kroner.

8. Vekten er gitt ved den inverse av trekksannsynligheten til individet.

4.3. Metodisk tilnærming

I avsnitt 5.1 analyserer vi lønnsutviklingen for kvinner som føder ved hjelp av en såkalt «difference-in-difference-in-differences» metode. Metoden etterligner et naturlig eksperiment, og kontrollerer for uobservert individuell heterogenitet mellom tiltaksgruppen (kvinner som føder) og kontrollgruppen (kvinner som ikke føder).

Vi starter med å sammenligne lønnsutviklingen for to kohorter av mødre; mødre som fødte i 1995 og mødre som fødte i 1998. For begge disse to gruppene av mødre observerer vi timelønn fra året før fødselen, henholdsvis 1994 og 1997. Dette er våre pre-evalueringsår. Som post-evalueringsår velger vi oss henholdsvis 1998 for kohorten fra 1995 og 2001 for kohorten fra 1998. Dette betyr at vi sammenligner endringen i lønnsutviklingen fra en pre fødselsperiode til en post fødselsperiode for relativt like kvinner (kvinner som fødte) i forskjellige perioder (1995 og 1998). Dette er en versjon av en standard «difference-in-differences» tilnærming. Vi gir den et norsk navn og kaller den «Forskjell-i-forskjeller» (FF).

Denne tilnærmingen kontrollerer ikke for *andre* hendelser som i tid faller sammen med evalueringsperioden 1997-2001. For å møte dette problemet sammenligner vi endringen i lønnsutviklingen for kvinner som fødte i 1995 og i 1998, med endring i lønnsutviklingen i de samme periodene for kvinner som *ikke* fødte i løpet av 1995 eller 1998. Vår antagelse er at dersom en makroøkonomisk hendelse skjedde i perioden 1997-2001, så vil denne påvirke kvinner som fødte på samme måte som den påvirker kvinner som ikke fødte. Dette er en trippel-differanse tilnærming, eller «difference-in-difference-in-differences» metode på engelsk. Vi gir også denne metoden et norsk navn og kaller den «Forskjell-i-Forskjell-i-Forskjeller» (FFF). Betingelsen for identifikasjon ved bruk av FFF-estimatet er at det ikke er noen samtidige sjokk som påvirker det relative utfallet til behandlingsgruppen (kvinner som føder) relativt til kontrollgruppen (kvinner som ikke føder) i perioden 1997-2001.

Vi kan illustrere FFF-tilnærmingen på følgende måte:

$$(1) \quad FFF = \underbrace{\{(W_{01}^T - W_{97}^T)^{F\ddot{o}dte} - (W_{98}^T - W_{94}^T)^{F\ddot{o}dte}\}}_{FF_1} - \underbrace{\{(W_{01}^C - W_{97}^C)^{F\ddot{o}dte \text{ ikke}} - (W_{98}^C - W_{94}^C)^{F\ddot{o}dte \text{ ikke}}\}}_{FF_2}$$

I (1) benytter vi 2001 og 1998 som post-perioder. I den første klammeparentesen har vi FF-estimatet for kvinner som fødte i 1998 og 1995, kalt behandlingsgruppen. Først har vi $(W_{01}^T - Y_{97}^T)^{F\ddot{o}dte}$. Denne måler endring i timelønn fra 1997 til 2001 for mødre som fødte i løpet av 1998. Likeledes, $(W_{98}^T - Y_{94}^T)^{F\ddot{o}dte}$ måler endring i timelønn fra 1994 til 1998 for kvinner som fødte i 1995. Forskjellen mellom disse målene gir oss FF₁-estimatet.

Den andre klammeparentesen presenterer FF-estimatene for kvinner som *ikke* fødte i løpet av 1998 og 1995, kalt *kontrollgruppen*. Først, $(W_{01}^C - Y_{97}^C)^{F\ddot{o}dte\ ikke}$ måler endring i timelønn fra 1997 til 2001 for kvinner som ikke fødte i 1998. Likeledes, $(W_{98}^C - Y_{94}^C)^{F\ddot{o}dte\ ikke}$ måler endring i timelønn fra 1994 til 1998 til kvinner som ikke fødte i 1995. Forskjellen mellom disse to komponentene gir oss et nytt FF-estimat (FF₂).

Til slutt, ved å ta differansen mellom de to FF-estimatene, får vi FFF-estimatet. En hypotese om at lønnsutviklingen for mødre versus ikke-mødre har forverret seg de senere årene er en test på om FFF-estimatet i (1) er negativt.

Behandlingsgruppen og kontrollgruppen kan variere med hensyn til viktige kjennetegn som påvirker lønn, herunder utdanning, alder, sivil status, bosted, osv. For å møte dette problemet benytter vi multivariat regresjonsanalyse. Vi har:

$$\begin{aligned} (2) \quad W_{ijkt} = & \alpha_1 + \alpha_2 Z_{ijkt} + \alpha_3 \mathring{A}R_{ij} + \alpha_4 POST_{it} + \alpha_5 F\ddot{O}DE_{ik} \\ & + \alpha_6 (\mathring{A}R_{ij} \times POST_{it}) \\ & + \alpha_7 (KS_{ij} \times F\ddot{O}DE_{ik}) \\ & + \alpha_8 (POST_{it} \times F\ddot{O}DE_{ik}) \\ & + \alpha_9 (\mathring{A}R_{ij} \times F\ddot{O}DE_{ik} \times POST_{it}) + \varepsilon_{ijkt} \end{aligned}$$

hvor *i* indekserer individ, *t* indekserer tid (1 = post, og 0 = pre), *k* indekserer gruppe av kvinner (1 = føde, og 0 = ikke føde), og *j* indekser år (1 hvis perioden er 1997-2001, 0 hvis perioden er 1994-1998), *Z* er en vektor med variabler som påvirker lønn. $\mathring{A}R$ er en dummy variabel som tar verdien 1 dersom perioden er 1997-2001, og 0 dersom perioden er 1994-1998. *POST* er en dummy variabel med verdi 1 dersom året er 2001 (for 1998-kohorten), eller 1998 (for 1995 kohorten), og 0 dersom året er 1997 (for 1998-kohorten) eller 1994 (for 1995 kohorten). *FØDE* er en dummy variabel med verdi 1 dersom kvinnen tilhører behandlingsgruppen (kvinner som fødte i 1995 eller 1998), og 0 dersom kvinnen tilhører kontrollgruppen (kvinner som ikke fødte i 1995 eller 1998). Testen på om det lønnsmessig har blitt verre å bli mor de senere årene, måles ved koeffisienten α_9 .

I analysene inkluderes kun kvinner som er registret med lønn i både pre- og post-periodene. Et viktig spørsmål er hvordan frafallet av kvinner fra pre til post periodene påvirker kvaliteten på resultatene våre. Vår gruppe av mødre er ikke et tilfeldig trukket utvalg av populasjonen av alle arbeidende mødre. Utelatelse av mødre som ikke returnerer til arbeid betyr at vi fokuserer på en relativt stabil gruppe av arbeidstakere. Gitt at problemstillingen er å analysere lønnsutviklingen for småbarnsmødre før og etter fødsel, og gitt at frafallsprosenten ikke avviker markert mellom våre to kohorter av mødre, behøver ikke dette lede til bekymring. Men, hvis frafallsprosenten avviker systematisk mellom de to kohortene vil dette påvirke kvaliteten på estimatorene våre. Dersom det for eksempel er slik at det er en større andel av 1998-kohorten av mødre som faller fra (og dette er en gruppe med et lavt lønns potensial) sammenlignet med 1995-kohorten av mødre, så vil gruppen med 1998-mødre i analysen inkludere relativt sett færre mødre med lav lønn (fordi de ikke lenger er i arbeidsmarkedet). Dette vil i så fall innebære at vi undervurderer en mulig negativ lønnsutvikling for småbarnsmødre de senere årene. Som en kontroll har vi utført en enkel frafallsanalyse for de to kohortene av mødre. Resultatene viser ingen markert avvik mellom 1995 og 1998 kohorten (19,6 prosent frafall blant 1995 kohorten og 20,4 prosent blant 1998 kohorten når vi betinger på at kvinnen må være registret med lønn i begge perioder). Dette er betryggende resultater da det antyder at skjevt frafall for de to gruppene ikke er noe problem.

En annen problemstilling i rapporten er å analysere den generelle sammenhengen mellom antall barn og timelønn. Fra grunnlagsdataene til Lønnsstatistikken har vi et representativt utvalg av kvinner i aldersgruppen 20-45 år for årene 1997-2001. For hvert av årene estimerer vi følgende modell:

$$(3) \quad W_{it} = \alpha_1 + \alpha_2 Z_{it} + \alpha_3 \text{Ett barn}_{it} + \alpha_4 \text{To barn}_{it} + \alpha_5 \text{Tre barn eller mer}_{it} + \varepsilon_{it}$$

hvor i indekserer individ og t indekserer år (1997, 1998, 1999, 2000, 2001). Z er som tidligere en vektor som inneholder variabler som påvirker timelønn. For å måle effekten av barn benytter vi informasjon om kvinnen har barn, og hvis ja, hvor mange hun har. Vi skiller mellom de som har ett barn, de som har to barn, og de som har tre barn eller mer. Referansegruppen er kvinner uten barn. Koeffisientene α_3 , α_4 og α_5 vil da i prosent måle hvor mye lavere (eller høyere) timelønn kvinner med henholdsvis ett barn, to barn og tre barn har sammenlignet med kvinner uten barn, etter at vi også har kontrollert for forskjeller i alder, utdanningsnivå, bosted, næringstilknytning, osv. Ved å kontrollere for andre kjennetegn ved kvinner med og uten barn får vi frem den isolerte effekten av barn på timelønn.

Vår hovedproblemstilling i rapporten er å analysere sammenhengen mellom barn og timelønn, men vi inkluderer også en analyse hvor vi studerer

sammenhengen mellom barn og *arbeidstid*. Vi deler de sysselsatte kvinnene i to grupper: Heltidsansatte og deltidsansatte, og undersøker om sannsynligheten for å jobbe deltid, heller en heltid, i perioden etter fødselen i forhold til perioden før fødselen er vanligere nå enn før. For å svare på dette spørsmålet benytter vi samme analysedesign som vist i ligning (2), men nå med sannsynligheten for å arbeide deltid (versus heltid) som avhengig variabel. Resultater fra denne analysen er vist i avsnitt 5.3.

Resultater

I dette kapitlet presenterer vi resultater fra de empiriske analysene. Avsnitt 5.1 presenterer først resultater fra noen generelle analyser av sammenhengen mellom antall barn og timelønn for heltidsansatte kvinner, basert på grunnlagsdata til Lønnsstatistikken for perioden 1997-2001. Avsnitt 5.2 presenterer analyser av lønnsutviklingen for kvinner som føder og kvinner som ikke føder i 1995 og 1998. Datagrunnlaget er et paneldatasett for perioden 1994-2001, hentet fra ulike administrative registre, samlet inn av Statistisk sentralbyrå (SSB) og bearbeidet ved Institutt for samfunnsforskning (ISF). Dette avsnittet svarer på hovedspørsmålet i rapporten: har lønnsutviklingen for kvinner som føder (versus kvinner som ikke føder) blitt verre de senere årene? Avsnitt 5.3 presenterer til slutt resultater fra analyser av sammenhengen mellom barnefødsler og sannsynligheten for skifte fra heltid til deltid, også basert paneldatasettet benyttet i avsnitt 5.2.

5.1. Generelle analyser av sammenhengen mellom barn og timelønn

Først presenterer vi noen analyser av sammenhengen mellom barn og timelønn. Til dette formålet benytter vi *grunnlagsdata til Lønnsstatistikken* (beskrevet i avsnitt 4.2). Fra grunnlagsdataene til Lønnsstatistikken har vi kohortopplysninger om kvinner 20-45 år i perioden fra og med 1997 til og med år 2001. Vi gjentar at dette analyse materialet er begrenset til heltidsansatte. Tabell 5.1 viser først gjennomsnittsverdier for antall barn, for hele perioden 1997-2001.

43,9 prosent av de heltidsansatte kvinnene i privat sektor har ikke barn, mot 37,7 av heltidsansatte kvinnene i offentlig sektor. Andelen heltidsansatte kvinner med barn er med andre ord noe høyere i offentlig sektor enn i privat

Tabell 5.1. Gjennomsnittlig antall barn. Offentlig og privat sektor. Heltidsansatte.1997-2001

Barn	Offentlig sektor	Privat sektor
Null barn	37,7	43,9
Ett barn	17,9	19,1
To barn	29,9	27,4
Tre barn	14,5	9,6
Sum	100,0	100,0

sektor. Kvinner i offentlig sektor har høyere andeler blant de med to barn og blant dem med tre barn eller flere.⁹

Figur 5.1 presenterer sammenhengen mellom antall barn og timelønn. Resultatene er basert på en multivariat regresjonsanalyse med log timelønn som avhengig variabel. Vi estimerer separate modeller for hvert år i perioden 1997-2001. Vi skiller mellom fire grupper kvinner: 1) Kvinner uten barn, 2) kvinner med ett barn, 3) kvinner med to barn, og 4) kvinner med tre eller flere barn. Sammenligningsgruppen i analysen er kvinner uten barn. En fordel med å benytte denne grupperingen er at flere internasjonale studier har benyttet lignende gruppering, noe som gjør det lettere å sammenligne resultater på tvers av studier.

Forklaringsvariabler - i tillegg til informasjon om antall barn - inkluderer informasjon om alder, utdanningsnivå, bosted, sivil status, landbakgrunn, næring og arbeidstid. Dette er med andre ord relativt like kvinner, bortsett fra at den ene gruppen har barn, mens den andre gruppe ikke har det.

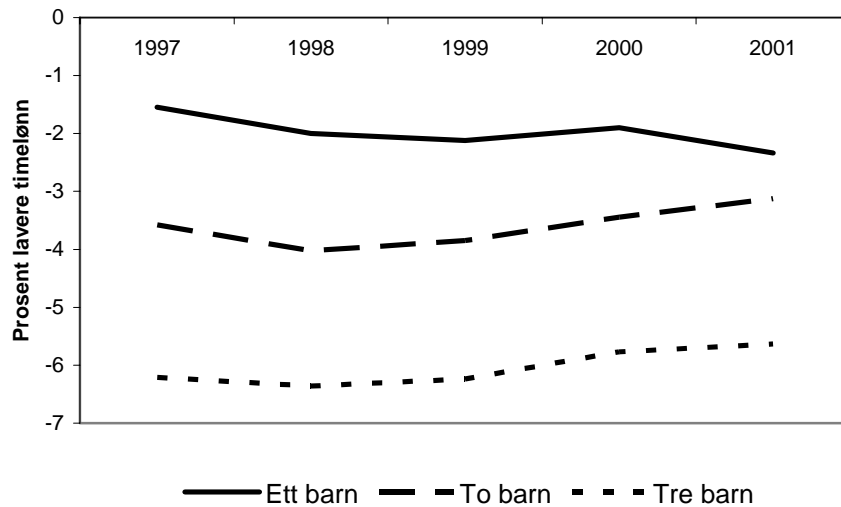
Figur 5.1 viser at kvinner *med* barn generelt har lavere timelønn sammenlignet med kvinner *uten* barn, og lønnsgapet øker med antall barn. I 1997 har kvinner med ett barn ca 1,5 prosent lavere timelønn sammenlignet med kvinner uten barn. Kvinner med to barn har 3,5 prosent lavere timelønn, og kvinner med tre barn har 6 prosent lavere timelønn enn kvinner uten barn.

En grunn til at lønnsgapet er større for kvinner med mange barn enn for kvinner med færre barn, kan være at kvinner med mange barn har tilbrakt flere og lengre perioder utenfor arbeidsmarkedet sammenlignet med kvinner med færre barn. Som tidligere nevnt har vi verken opplysninger om antall år, yrkeserfaring eller fødselspermisjoner.

En annen grunn - som ligger utenfor rammene for denne rapporten - kan være knyttet til uobserverte forskjeller mellom kvinner uten barn og kvinner med barn (og kvinner med flere barn). Dersom kvinner med (flere) barn har

9. Gjennomsnittlig antall barn i tabell 5.1 er noe lavere enn gjennomsnittlig antall barn for kvinner i alt. Dette skyldes i hovedsak at vi begrenser oss til sysselsatte heltidsarbeidende kvinner. Gjennomsnittlig fruktbarhetsrate for kvinner i Norge mellom 15 og 49 år var 1,8 i 2003 (<http://www.ssb.no/emner/02/02/10/fodte/tab-2004-04-22-05.html>).

Figur 5.1. Antall barn og timelønn. 1997-2001. Prosent lavere timelønn etter antall barn sammenlignet med ingen barn. Heltidsansatte



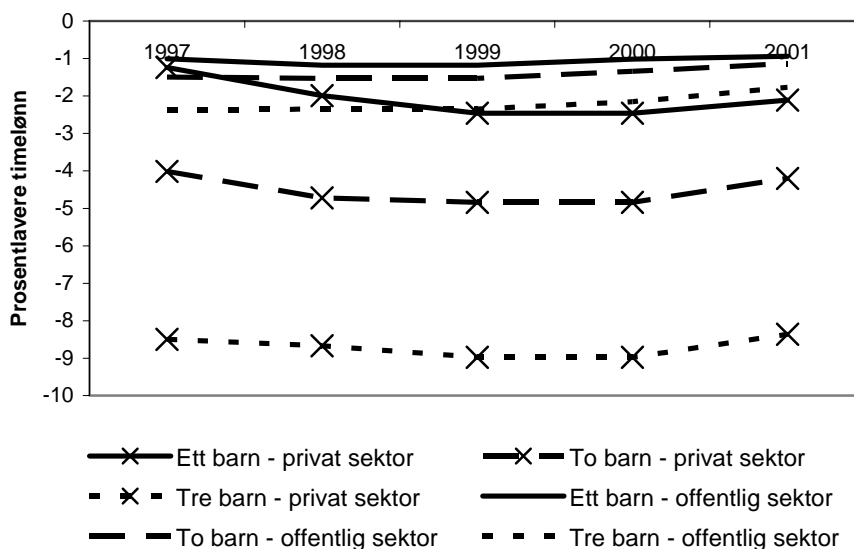
Note: Avhengig variabel: Log (timelønn). Minste kvadraters metode. Kontrollvariabler: Alder, utdanningsnivå, sivil status, bosted, landbakgrunn, arbeidstid, næring (se kapittel 4 for nærmere forklaring). For fullstendig modell, med estimerte koeffisienter og standardavvik, se vedleggstabell v.1.

noen uobserverte kjennetegn som er negativt korrelert med timelønn, vil dette delvis kunne forklare den negative sammenhengen mellom antall barn og timelønn i figur 5.1. Som nevnt i kapittel 3, undersøkelser fra Danmark (Datta Gupta og Smith 2002) viser at denne type effekter spiller en rolle i det danske arbeidsmarkedet.

Hvordan samsvarer våre resultater med resultater fra lignende studier i utlandet? Studier fra USA (Waldfoegel, 1997 og Budig og England, 2001) finner lignende resultater: at lønnsgapet øker med antall barn. For Danmark finner Datta Gupta og Smith (2002) også at lønnsgapet øker med antall barn, men denne studien viser som nevnt ovenfor at en stor del av dette skyldes uobserverte forskjeller mellom kvinner med og uten barn (se kapittel 3 for litteraturoversikt). Når det gjelder størrelsen på lønnsforskjellene er det ikke så store forskjeller mellom våre resultater og resultatene fra både USA og Danmark.

Figur 5.1. viser også at i løpet av perioden 1997-2001 har heltidsansatte kvinner med ett barn forverret sin lønnsmessige posisjon, mens heltidsansatte kvinner med to eller tre barn har forbedret sin lønnsmessige posisjon, relativt til kvinner uten barn. Dette er et interessant funn. I figur 5.2 undersøker vi om noe av dette skyldes ulik utvikling i privat og offentlig sektor i perioden.

Figur 5.2. Antall barn og timelønn. Offentlig og privat sektor. 1997-2001. Prosent lavere timelønn etter antall barn sammenlignet med ingen barn. Heltidsansatt



Note: Avhengig variabel: Log (timelønn). Minste kvadraters metode. Kontrollvariabler: Alder, utdanningsnivå, sivil status, bosted, landbakgrunn, arbeidstid, næring (se kapittel 4 for nærmere forklaring).

Figur 5.2 viser at lønnsgapet mellom kvinner med barn og kvinner uten barn er mye større i privat sektor enn i offentlig sektor. I offentlig sektor har kvinner med ett barn og kvinner med to barn nesten like høy timelønn som kvinner uten barn. For kvinner med tre barn eller mer finner vi et noe større lønnsgap men det er lavt i forhold til lønnsgapet i privat sektor. I 2001 er lønnsgapet for alle tre gruppene i privat sektor større enn i offentlig sektor. Kvinner i privat sektor med tre barn eller mer i 2001 har ca 8,4 prosent lavere timelønn sammenlignet med kvinner uten barn i samme sektor.

Videre viser figur 5.2 at lønnsgapet i offentlig sektor reduseres noe over analyseperioden. Det motsatte ser ut til å være tilfelle for privat sektor, i hvert fall fram til år 2000. Utvikling mot større lønnsgap er spesielt markant for kvinner med ett barn. Den negative utviklingen for mødre med ett barn beskrevet i figur 5.1, er i sin helhet konsentrert til privat sektor. Dette er et interessant funn som bør undersøkes nærmere med rikere data over flere år.

Resultatene i figur 5.2 antyder at offentlig sektor er mer «barnevennlig» sektor enn privat sektor. Mer sjenerøse permisjonsordninger i offentlig sektor er et eksempel på en slik familievennlig forskjell mellom sektorene. En annen

grunn til at lønnsgapet er mye større i privat sektor enn i offentlig sektor, er nok at lønnsfordelingen generelt er mye større i privat sektor (se for eksempel Schøne 2004). Merk ellers at figur 5.2 kun måler relative lønnsforskjeller mellom kvinner med og uten barn i hver sektor. Figuren kan ikke benyttes til å si noe om nivåforskjeller i lønn mellom sektorene. Fra andre studier vet vi at det spesielt er for høyt utdannede kvinner at lønnsforskjellen er stor mellom offentlig og privat sektor. Kvinner med høy utdanning har markert høyere timelønn sammenlignet med kvinner med like lang utdanning i offentlig sektor. For lavt utdannede kvinner er lønnsforskjellen mellom sektorene mye mindre. Dette henger sammen med systemet med lønnsfastsettelse i offentlig sektor, med fokus på sentraliserte oppgjør ofte med kronetillegg, noe som gavner kvinner med lav lønn.

Skyt-Nielsen m.fl. (2004) finner også for Danmark resultater som indikerer at offentlig sektor er mer «barnevennlig» enn privat sektor. Men, dette resultatet dukker først opp etter kontroll for seleksjon til henholdsvis offentlig og privat sektor. De finner først (uten kontroll på uobservert seleksjon) at lønnsgapet faktisk er større i offentlig sektor enn i privat sektor. Etter kontroll for seleksjon endres resultatene dramatisk. De finner da en positiv sammenheng mellom barn og timelønn i offentlig sektor, og en negativ sammenheng mellom barn og timelønn i privat sektor. Deres forklaring på dette funnet er at kvinner som skal ha barn sannsynligvis søker seg til den mer «familievennlige» offentlige sektoren hvor barneomsorg lettere kan kombineres med lønnet arbeid enn i privat sektor. Det ligger utenfor denne rapporten å kontrollere for uobserverte seleksjon inn til offentlig og privat sektor, men dette er interessante spørsmål som også bør analyseres på det norske arbeidsmarkedet.

Som nevnt tidligere, fra Lønnsstatistikken har vi kun informasjon om heltidsarbeidende kvinner. I vedlegg har vi inkludert tilsvarende analyser basert på *paneldatasettet* hvor vi også har informasjon deltidsarbeidere. Analyseårene er 1995 og 1998. Resultatene er vist i vedleggsfigurene v1-v4. Kort fortalt gir de sammenfallende resultater; kvinner med barn har - for annet likt - lavere timelønn enn kvinner uten barn, og lønnsgapet øker med antall barn. Lønnsstatistikken er generelt større i offentlig sektor enn i privat sektor.

I tillegg presenterer vedleggsfigurene to analyser som vi ikke kan gjøre i Lønnsstatistikken: For det første separate analyser for heltidsansatte og deltidsansatte (figur v.2), og for det andre en analyse av sammenhengen mellom alder på barn og timelønn (tabell v.4). Når det gjelder de separate analysene for heltids- og deltidsarbeidere så finner vi at lønnsgapet mellom kvinner med og uten barn er større blant heltidsarbeidere enn blant deltidsarbeidere. Når det gjelder analysene av sammenhengen mellom alder på barna og timelønn, finner vi at lønnsgapet per barn først øker med alder på barn (fram til og med 12 år), for deretter å falle for den eldste aldersgruppen (13 år og eldre). At lønnsgapet faller når barna blir eldre (13 år og eldre) kan indikere at det er viss lønnsopphenting for kvinner med barn i forhold til kvinner uten barn.

Lønnsopphenting i denne sammenheng betyr at kvinner som returnerer til arbeidsmarkedet etter at de er ferdig med barnefødsler og småbarnsomsorg, har en høyere lønnsvekst enn kvinner som ikke har født barn i perioden etter at de returnerer. Et fyllestgjørende svar på dette spørsmål vil likevel kreve en grundigere analyse som ligger utenfor ambisjonen til denne rapporten.

Til slutt kan det nevnes at lønnsgapet mellom kvinner med og uten barn er noe større når vi benytter paneldatasettet enn når vi benytter grunnlagsdataene til Lønnsstatistikken. En grunn til dette er forskjeller i hvordan timelønn måles. I Lønnsstatistikken er timelønn basert på spørsmål om månedslønn og arbeidstid. I paneldatasettet er timelønn basert på samlet lønn i en periode dividert på en beregnet arbeidstid i samme periode. Målet på arbeidstid er mer upresist i paneldatasettet. Dersom kvinner uten barn arbeider mer enn kvinner med barn (og får høyere lønn), men dette ikke fanges opp i vårt beregnede mål på arbeidstid, vil vi overvurdere lønnsforskjellen mellom kvinner med og uten barn i paneldatasettet.

Oppsummeringsmessig kan vi si at datasettene gir kvalitativt samme resultater, ved at de begge viser at *det er negativ lønnspremie med å ha barn, og at den negative lønnspremien øker med antall barn*. Når det gjelder størrelsen på den negative lønnspremien, er den sannsynligvis noe høyt estimert i paneldatasettet.

5.2 Lønnsutvikling for to kohorter av kvinner

Analysene i avnitt 5.1 presenterte analyser av sammenhengen antall barn og timelønn, men for å kunne si noe utsagnskraftig om utviklingen har forverret seg eller forbedret seg de senere årene, trenger vi paneldata, hvor vi kan følge personer over tid. Det gjør vi i dette avsnittet.

I dette avsnittet svarer vi på hovedspørsmålet i rapporten: Har lønnsutviklingen for kvinner som har født barn relativt til kvinner som ikke har født barn forverret seg i de senere årene? Vi svarer på dette spørsmålet ved å benytte analysedesignet beskrevet i forrige kapittel. Vi sammenligner lønnsutviklingen for to kohorter av kvinner mellom 20 og 45 år i henholdsvis 1995 og 1998.

Tabell 5.2 viser først gjennomsnittsverdier for de to kohortene av kvinner (1995 og 1998). For begge kohortene skiller vi mellom kvinner som fødte (i henholdsvis 1995 og 1998) og kvinner som ikke fødte. For begge kohortene slår vi sammen observasjoner fra pre- og post-periodene (1994 og 1998 for 1995 kvinnene og 1997 og 2001 for 1998-kvinnene).

Tabell 5.2. Gjennomsnittsverdier. Kvinner 20-45 år i 1995 og 1998

Variabler	Kvinner 1995		Kvinner 1998	
	Ikke mor 1995	Mor 1995	Ikke mor 1998	Mor 1998
Alder	35,069	30,872	35,038	31,251
Grunnskole	0,091	0,051	0,069	0,038
Videregående skole	0,545	0,519	0,534	0,478
Høyere utdanning I	0,315	0,363	0,340	0,401
Høyere utdanning II	0,038	0,052	0,045	0,070
Gift	0,509	0,541	0,470	0,513
Oslo	0,128	0,118	0,129	0,122
Norge	0,917	0,917	0,902	0,906
Norden	0,034	0,033	0,037	0,034
Vest Europa	0,016	0,017	0,018	0,019
Øst Europa	0,006	0,005	0,009	0,006
Asia	0,015	0,018	0,020	0,024
Amerika	0,012	0,009	0,012	0,008
Primærnæringer	0,017	0,020	0,008	0,008
Industri, bergverk, kraft og vann, bygg- og anlegg	0,106	0,105	0,105	0,102
Varehandel	0,136	0,133	0,143	0,139
Hotell- og restaurant	0,039	0,038	0,043	0,037
Transport og kommu- nikasjon	0,058	0,053	0,054	0,045
Fin. tjenesteyting og forsikring	0,033	0,035	0,029	0,025
Eiendomsdrift	0,070	0,076	0,091	0,097
Offentlig forvaltning	0,084	0,084	0,081	0,081
Undervisning, helse- og sosialtjenester	0,424	0,426	0,410	0,427
Andre sosiale og personlige tjenester	0,032	0,031	0,035	0,038
Heltid	0,636	0,643	0,648	0,641
Lang deltid	0,178	0,177	0,167	0,171
Kort deltid	0,186	0,180	0,184	0,188
Antall barn	1,422	1,458	1,423	1,472
Null barn	0,308	0,211	0,314	0,208
Ett barn	0,174	0,302	0,170	0,299
To barn	0,343	0,339	0,332	0,341
Tre barn	0,176	0,148	0,184	0,151
N	83024	59904	86862	60336

Note: Videregående skole er tre år utdanning etter ungdomsskole. Høyere utdanning - I er fire år eller mindre på universitet eller høyskole. Høyere utdanning - II er fem år eller mer på universitet eller høyskole. For definisjon av variabler, se kapittel 3.

Kvinner som fødte i de to årene er i gjennomsnitt yngre enn kvinner som ikke fødte. De har også i gjennomsnitt høyere utdanning. Det ser vi ved at de har større andeler blant dem i gruppen med høyere utdanning. En større andel av kvinnene som fødte i 1995 og 1998 er også gift. Fordelingen på heltid og deltid viser små forskjeller. Det er liten forskjell i gjennomsnittlig antall barn mellom kvinner som fødte og kvinner som ikke fødte i de to årene. Andelen kvinner med null barn er naturlig nok noe lavere blant kvinner som fødte i de to årene. Det kan kanskje synes noe rart at ca en av fem kvinner som fødte står oppført med null barn. Husk at observasjonsårene i tabell 5.2 er 1997 og 2001 for 1998-kohorten og 1994 og 1998 for 1995-kohorten. Det betyr at ca 20 prosent av de som fødte i 1995 og 1998 var førstegangsfødende.

Tabellen viser ellers at 1998-kohorten generelt har høyere utdanningsnivå sammenlignet med 1995-kohorten. Det ser vi ved at 1998-kohorten har høyere andeler i gruppene med høyest utdanningsnivå. Andelen som er gift reduseres noe fra 1995 til 1998. Andelene på heltid og deltid er ganske stabil fra 1995 til 1998.

Over 40 prosent av kvinnene arbeider i undervisning eller helse- og sosialtjenester. Litt over 60 prosent arbeider heltid (avtalt arbeidstid 30 timer og mer per uke). Heltidsandelen øker svakt fra 1995 til 1998. Det er andelen på lang deltid som reduseres.

Fødselsraten er stabil fra 1995 til 1998. Gjennomsnittskvinnen i både 1995 og 1998 har 1,4 barn. Andelen med barn er generelt høyere i tabell 5.2 sammenlignet med tabell 5.1. Dette skyldes at tabell 5.1 kun inkluderte heltidsansatte kvinner, mens tabell 5.2 også inkluderer deltidsansatte.

Tabell 5.3 gir et første svar på spørsmålet om det lønnsmessige har blitt verre å bli mor. Tabellen viser FF- og FFF-estimer for logaritmen til timelønn som vist i likning (1) i avsnitt 4.3. Hver celle inneholder gjennomsnitt for gruppen, sammen med standardavvik.

La oss se på noen tall i tabellen; for mødre som fødte i 1998 var gjennomsnittlig log timelønn lik 4,84 året før fødselen (1997).¹⁰ Tre år etter fødselen er gjennomsnittlig log timelønn lik 4,99, dette er en økning på ca 15 prosent. Tilsvarende, for mødre som fødte i løpet av 1995, finner vi at gjennomsnittlig log timelønn har økt fra 4,74 til 4,91; en økning på ca 17 prosent. Ved å ta differansen mellom de to FF-målene, finner vi at gjennomsnittlig timelønn er redusert med ca 2 prosentpoeng fra perioden 1994-1998 til perioden 1997-2001.

Men dette er ikke det endelige svaret på om lønnsutviklingen har forverret seg for småbarnsmødre de senere årene. I den nederste delen av tabell 5.3 gjennomfører vi tilsvarende eksersis for kvinner som *ikke* fødte i løpet av

10. Log timelønn er lik 4,84. Dersom vi tar antilogaritmen til log timelønn får vi timelønn i kroner (1997 kroner). Vi får: $\exp(4,84) = 126,5$ kroner.

Tabell 5.3. Lønnsutvikling for kvinner som fødte og kvinner som ikke fødte i 1995 og 1998. FF- og FFF estimatorer. Beregnet timelønn. Gjennomsnitt og standardavvik

Fødselsår	Evalueringsperiode	Mødre			FF-estimat
		Pre	Post	Endring	
1998	1997-2001	4,84 (0,002)	4,99 (0,002)	0,15 (0,003)	
1995	1994-1998	4,74 (0,002)	4,91 (0,002)	0,17 (0,003)	-0,02 (0,004)
Ikke mødre (kvinner som ikke fødte i 1995 eller 1998)					
	Evalueringsperiode	Pre	Post	Endring	FF-estimat
	1997-2001	4,85 (0,002)	4,99 (0,002)	+0,14 (0,003)	
	1994-1998	4,76 (0,002)	4,92 (0,002)	+0,16 (0,003)	-0,02 (0,004)
FFF-estimat					-0,00 (0,006)

1995 og 1998. Denne eksersisen viser at lønnsviklingen er akkurat den samme for kvinner som fødte barn som for kvinner som ikke fødte barn. Vi finner en forverring på ca 2 prosentpoeng i perioden 1997-2001 sammenlignet med perioden 1994-1998 også for kvinner som ikke fødte barn. De to effektene går mot hverandre, nettoeffekten er lik null. På bakgrunn av resultatene i tabell 5.3 kan vi ikke hevde at lønnsutviklingen for mødre – relativt til ikke-mødre – har forverret seg de senere årene. Utviklingen er stabil.

Tabell 5.2 viste at kvinner som fødte i løpet av 1998 og 1995 (tiltaksgruppen) avviker noe med hensyn til observerte kjennetegn i forhold til kvinner som ikke fødte i løpet av de samme to årene (kontrollgruppen), blant annet ved at kvinner som fødte er noe yngre og har høyere utdanning. Høyere utdanningsnivå gir ofte høyere lønn. I det følgende presenterer vi resultater fra multivariate regresjonsanalyser hvor vi kontrollerer for observert variasjon mellom tiltaksgruppen og behandlingsgruppen. Vi estimerer ligning (2), vist i kapittel 4 ved hjelp av vanlig minste kvadraters metode.

Tabell 5.4 presenterer resultater fra en analyse av lønnsutviklingen for kvinner som fødte og kvinner som ikke fødte i henholdsvis 1995 og 1998. Vi estimerer to modeller. Den første modellen inkluderer kun kjerneforklaringsvariablene, det vil si forklaringsvariabler for periode (ÅR), pre og post (POST) og fødsel (FØDE). Som vi viste i likning (2) er det koeffisienten til interaksjonsleddet $\text{ÅR} \times \text{POST} \times \text{FØDE}$ som svarer på hovedspørsmålet om det lønnsmessig har blitt verre å bli mor. Den andre modellen inkluderer kontrollvariabler for alder, utdanningsnivå, sivil status, bosted, næring, landbakgrunn og arbeidstid.

Tabell 5.4. Lønnsutvikling for kvinner som fødte og kvinner som ikke fødte i 1995 og 1998. Minste kvadraters metode. Avhengig variabel: Log timelønn. Estimerte koeffisienter og standardavvik

	Modell 1		Modell 2	
	Koeffisient	Standardfeil	Koeffisient	Standardfeil
Konstantledd	4,760	0,002	3,985	0,015
ÅR	0,095	0,002	0,089	0,002
POST	0,163	0,002	0,145	0,002
FØDE	-0,018	0,006	0,026	0,005
ÅRxPOST	-0,025	0,003	-0,027	0,003
POSTxFØDE	0,003 ^z	0,009	-0,055 ^z	0,008
ÅRxFØDE	0,002 ^z	0,009	-0,011 ^z	0,007
ÅRxPOSTxFØDE	0,006 ^z	0,012	0,003 ^z	0,011
Alder			0,053	0,001
Alder ²			-0,001	0,000
Videregående skole			0,071	0,003
Høyere utdanning – I			0,234	0,003
Høyere utdanning – II			0,432	0,004
Gift			-0,035	0,002
Bosted (Oslo)			0,093	0,002
Kontroll på Næring?	Nei		Ja	
Kontroll på landbakgrunn?	Nei		Ja	
Kontroll på arbeidstid?	Nei		Ja	
R ² -justert	0,044		0,264	
N	290126		290126	

Note: Videregående skole er tre år utdanning etter ungdomsskole. Høyere utdanning - I er fire år eller mindre på universitet eller høyskole. Høyere utdanning - II er fem år eller mer på universitet eller høyskole. Referansegruppen er mødre med ungdomsskole. Landbakgrunn måles ved seks dummy variabler (Norge, Norden, Vest-Europa, Øst-Europa, Asia og Amerika). Referansekategori er Norge. Arbeidstid måles ved tre dummy variabler: heltid, lang deltid og kort deltid. Referansegruppen er kort deltid. Alle koeffisientene er signifikante på 5 prosent unntatt de som er merket z.

Modell 1 viser at koeffisienten til interaksjonsleddet ÅRxPOSTxFØDE er positivt, men svært liten og ikke statistisk signifikant. Dette resultatet gir oss derfor ingen grunn til å hevde at lønnsutviklingen for mødre, relativt til ikke-mødre, har forverret seg de senere år. Resultatene i tabell 5.4 antyder at utviklingen er stabil.

Modell 2 viser at sammenhengen ikke endres etter inkludering av kontrollvariabler. Dette er isolert sett betryggende, med tanke på at vi benytter et naturlig eksperiment tilnærming.

Når det gjelder effekten av kontrollvariablene finner vi at lønnen øker med alder, men økningen avtar over tid, og den når sin topp allerede ved fylte 27 år. Etter fylte 27 år er det en negativ sammenheng mellom alder og timelønn. Kvinner med høyere utdanning har høyere timelønn enn kvinner med lavere

utdanning. En kvinne med fullført universitet eller høyskoleutdanning av høyere grad, har ca 54 prosent høyere timelønn sammenlignet med referansekvinnen; med fullført grunnskole.¹¹ Gifte kvinner - har for annet likt – ca 3 prosent lavere timelønn enn ugifte kvinner, og kvinner bosatt i Oslo har for annet likt ca 10 prosent høyere timelønn enn kvinner bosatt andre steder i landet.

Offentlig versus privat sektor

En stor andel av norske kvinner arbeider i offentlig sektor. Videre er det stor forskjell mellom offentlig og privat sektor når det gjelder hvordan lønnen fastsettes, med større innslag av sentralisert lønnsdannelse i offentlig sektor, med en sammenpresset lønnsstruktur som resultat. Offentlig sektor er også kjennetegnet ved mer sjenerøse permisjonsordninger for de ansatte enn privat sektor. En sammenpresset lønnsstruktur og mer sjenerøse permisjonsordninger kan delvis forklare manglende signifikante sammenhenger i tabell 5.4.

I tabell 5.5 tester vi dette, ved å analysere om det er forskjeller mellom offentlig og privat sektor når det gjelder lønnsutviklingen for småbarnsmødre de senere årene. Vår definisjon av offentlig sektor er beskrevet i kapittel 4.

Tabell 5.5 viser at det verken i offentlig eller privat sektor er noen grunn til å hevde at lønnsutviklingen for småbarnsmødre har forverret seg de senere årene. Interaksjonskoeffisientene i begge sektorene er små, og de er ikke statistisk signifikante.

Det er ellers verdt å legge merke til at avkastningen av utdanning, eller lønnsforskjellen mellom høyt og lavt utdannede kvinner – er høyere i offentlig sektor enn i privat sektor. En kvinne i offentlig sektor med mer enn fire år på universitet eller høyskole har ca 60 prosent høyere timelønn sammenlignet med en kvinne i offentlig sektor med grunnskole. Den tilsvarende lønnsforskjellen i privat sektor er ca 52 prosent.

11. Koeffisientene i tabell 5.3 regnes om til prosent etter formelen: $(\exp(\text{koeffisient})-1)*100$. Koeffisienten til Høyere utdanning II = 0,432. Omregnet til prosent blir dette: $(\exp(0,432)-1)*100 = 0,54$.

Tabell 5.5. Lønnsutvikling for kvinner som fødte og kvinner som ikke fødte i 1995 og 1998. Minste kvadraters metode. Avhengig variabel: Log timelønn. Etter sektor. Estimerte koeffisienter og standardavvik

	Offentlig sektor		Privat sektor	
	Koeffisient	Standardfeil	Koeffisient	Standardfeil
Konstantledd	4,268	0,022	3,851	0,020
ÅR	0,085	0,003	0,092	0,003
POST	0,136	0,003	0,150	0,003
FØDE	0,017	0,007	0,026	0,008
ÅRxPOST	-0,023	0,004	-0,034	0,004
POSTxFØDE	-0,042	0,010	-0,058	0,011
ÅRxFØDE	-0,002 ^z	0,010	-0,018 ^z	0,011
ÅRxPOSTxFØDE	0,001 ^z	0,014	0,006 ^z	0,016
Alder	0,037	0,001	0,056	0,001
Alder ²	0,001	0,000	-0,001	0,000
Videregående skole	0,089	0,004	0,059	0,003
Høyere utdanning – I	0,275	0,004	0,207	0,004
Høyere utdanning – II	0,473	0,005	0,421	0,006
Gift	-0,036	0,002	-0,034	0,002
Bosted (Oslo)	0,055	0,003	0,120	0,003
Kontroll på landbakgrunn?	Ja		Ja	
Kontroll på arbeidstid?	Ja		Ja	
R ² -justert	0,325		0,220	
N	146017		144080	

Note: Videregående skole er tre år utdanning etter ungdomsskole. Høyere utdanning - I er fire år eller mindre på universitet eller høyskole. Høyere utdanning - II er fem år eller mer på universitet eller høyskole. Referansegruppen er mødre med ungdomsskole. Landbakgrunn måles ved seks dummy variabler (Norge, Norden, Vest-Europa, Øst-Europa, Asia og Amerika). Referansekategori er Norge. Arbeidstid måles ved tre dummy variabler: heltid, lang deltid og kort deltid. Referansegruppen er kort deltid. Alle koeffisientene er signifikante på 5 prosent unntatt de som er merket z.

Utdanningsnivå

Tabell 5.6 presenterer separate analyser for kvinner etter *utdanningsnivå*. Vi nevnte innledningsvis at konsekvensen av fravær fra arbeidsmarkedet på grunn av fødsler kan være mer alvorlig for høyt utdannede enn for lavt utdannede. I tabell 5.6 skiller vi mellom tre utdanningsnivåer: Grunnskole, videregående skole og høyere utdanning (høyere utdanning I og høyere utdanning II)

Kort fortalt viser resultatene i tabell 5.6 at det ikke for noen av utdanningsgruppene er noen forskjell i lønnsutviklingen for kvinner som føder sammenlignet med kvinner som ikke føder i de senere år. Utviklingen er stabil for alle tre gruppene.

Tabell 5.6. Lønnsutvikling for kvinner som fødte og kvinner som ikke fødte i 1995 og 1998. Minste kvadraters metode. Avhengig variabel: Log timelønn. Etter utdanningsnivå. Estimerte koeffisienter og standardavvik

	Grunnskole		Videregående skole		Høyere utdanning	
	Koeffisient	Standardfeil	Koeffisient	Standardfeil	Koeffisient	Standardfeil
Konstantledd	4,315	0,060	4,198	0,018	3,789	0,027
ÅR	0,099	0,007	0,088	0,003	0,089	0,003
POST	0,154	0,007	0,147	0,003	0,145	0,003
FØDE	-0,003 ^z	0,024	0,027	0,007	0,024	0,008
ÅRxPOST	-0,050	0,010	-0,029	0,004	-0,023	0,004
POSTxFØDE	-0,068	0,035	-0,067	0,011	-0,050	0,011
ÅRxFØDE	-0,017 ^z	0,037	-0,013 ^z	0,011	-0,008 ^z	0,011
ÅRxPOSTxFØDE	0,017 ^z	0,053	-0,003 ^z	0,015	0,003 ^z	0,016
Alder	0,036	0,003	0,046	0,001	0,078	0,002
Alder ²	0,000	0,000	-0,001	0,000	-0,001	0,000
Høyere utdanning - II					0,189	0,003
Gift	-0,039	0,006	-0,050	0,002	-0,018	0,002
Bosted (Oslo)	0,104	0,009	0,106	0,003	0,078	0,003
Kontroll på Næring?	Ja		Ja		Ja	
Kontroll på landbakgrunn?	Ja		Ja		Ja	
Kontroll på arbeidstid?	Ja		Ja		Ja	
R ² -justert	0,262		0,249		0,214	
N	18867		151626		115949	

Note: Videregående skole er tre år utdanning etter ungdomsskole. Høyere utdanning - I er fire år eller mindre på universitet eller høgskole. Høyere utdanning - II er fem år eller mer på universitet eller høgskole. Referansegruppen er mødre med ungdomsskole. Landbakgrunn måles ved seks dummy variabler (Norge, Norden, Vest-Europa, Øst-Europa, Asia og Amerika). Referansekategori er Norge. Referansegruppen er kort deltid. Alle koeffisientene er signifikante på 5 prosent unntatt de som er merket z.

På grunnlag av analysene presentert i tabell 5.3-5.6 er det ikke grunnlag for å hevde at lønnsutviklingen for sysselsatte småbarnsmødre har forverret seg i den perioden vi analyserer. Analysene antyder at utviklingen har vært stabil.

Lønnsutvikling for førstegangsfødende

Så langt har vi ikke skilt mellom kvinner som føder sitt første, og kvinner som føder sitt andre, tredje, fjerde barn osv. I dette avsnittet analyserer vi lønnsutviklingen spesielt for førstegangsfødende kvinner. Det betyr at kohortene i 1995 og 1998 består av to grupper: de som ennå ikke har født, og de som føder sin førstefødte i løpet av året. På denne måten får vi besvart spørsmålet om lønnsutviklingen for førstegangsfødende kvinner har endret seg de senere årene. Tabell 5.7 presenterer resultater fra analysen.

Tabell 5.7. Lønnsutvikling for kvinner som fødte sin førstefødte og kvinner som ikke fødte i 1995 og 1998. Minste kvadraters metode. Avhengig variabel: Log timelønn. Estimerte koeffisienter og standardavvik

	Modell 1		Modell 2	
	Koeffisient	Standardfeil	Koeffisient	Standardfeil
Konstantledd	4,722	0,003	3,615	0,024
ÅR	0,105	0,004	0,093	0,003
POST	0,198	0,004	0,126	0,003
FØDE	0,017	0,009	0,027	0,008
ÅRxPOST	-0,022	0,005	-0,023	0,005
POSTxFØDE	-0,044	0,013	-0,079	0,012
ÅRxFØDE	0,002 ^z	0,013	-0,008 ^z	0,012
ÅRxPOSTxFØDE	-0,008^z	0,018	-0,007^z	0,017
Alder			0,076	0,002
Alder ²			-0,001	0,000
Videregående skole			0,054	0,006
Høyere utdanning – I			0,166	0,006
Høyere utdanning – II			0,335	0,007
Gift			-0,006	0,003
Bosted (Oslo)			0,076	0,003
Kontroll på Næring?	Nei		Ja	
Kontroll på landbakgrunn?	Nei		Ja	
Kontroll på arbeidstid?	Nei		Ja	
R ² -justert	0,060		0,221	
N	109643		109643	

Note: Videregående skole er tre år utdanning etter ungdomsskole. Høyere utdanning - I er fire år eller mindre på universitet eller høyskole. Høyere utdanning - II er fem år eller mer på universitet eller høyskole. Referansegruppen er mødre med ungdomsskole. Landbakgrunn måles ved seks dummy variabler (Norge, Norden, Vest-Europa, Øst-Europa, Asia og Amerika). Referansekategori er Norge. Referansegruppen er kort deltid Alle koeffisientene er signifikante på 5 prosent unntatt de som er merket z.

Resultatene i tabell 5.7 viser at det ikke er noe grunnlag for å hevde at lønnsutviklingen for førstegangsfødende kvinner har blitt verre de senere årene. Interaksjonskoeffisienten er liten og ikke statistisk signifikant.

5.3. Utvikling i arbeidstid for to kohorter av kvinner

Analysene hittil har fokusert på sammenhengen mellom barnefødsler og time-lønn. I dette avsnittet presenterer vi en analyse av sammenhengen mellom fødselspermisjon og arbeidstid. Vi skiller mellom to grupper: De som arbeider heltid og de som arbeider deltid. I analysene slår vi sammen de som arbeider kort deltid og de som arbeider lang deltid til en gruppe: deltid.

Spørsmålet vi ønsker å besvare er følgende: Har sannsynligheten for å arbeide deltid versus heltid økt blant småbarnmødre de senere årene? Vi svarer på dette spørsmålet ved å bruke opplysninger fra paneldatasettet om de to kohortene av kvinner fra 1995 og 1998.

Sannsynligheten for å arbeide deltid vil avhenge av mange faktorer, gitt fra både tilbudssiden og etterspørselssiden. Undersøkelser og statistikk viser at en stor del av kvinners deltidstilpasning er frivillig og tilbudsdrivet. Deltidsarbeid gir økt fleksibilitet til å kombinere arbeid og hjemmeliv på en håndterbar måte. Denne deltidstilpasningen er det vi kan kalle tilbudsstyrt ved at den er et resultat av kvinners ønske om deltidsarbeid. I tillegg er det en andel som arbeider deltid fordi de ikke får heltidsarbeid. De ønsker å tilby mer arbeid, men de er begrenset på etterspørselssiden (fra arbeidsgiversiden). Det er i hovedsak den siste formen for deltid som oppfattes som problematisk. I vårt datamateriale kan vi ikke skille mellom uønsket og ønsket deltid. Vi kan bare undersøke om det er en tendens til at mødre med små barn i større grad arbeider deltid nå sammenlignet med tidligere.

Metoden vi benytter er den samme som vi benyttet i tabell 5.4. Det betyr at vi estimerer likning (2), men nå med sannsynligheten for å arbeide deltid versus heltid som avhengig variabel. Vi lager en dummy variabel som tar verdien 1 dersom kvinnen arbeider deltid, og 0 dersom hun arbeider heltid. Modellen estimeres ved binær logistisk regresjon. Tabell 5.8 viser resultater fra analysen. Vi estimerer to modeller; uten og med kontrollvariabler.

Modell 1 viser at interaksjonskoeffisienten ÅrxPOSTxFØDE er positiv og signifikant. Det betyr (litt upresist sagt) at sannsynligheten for å arbeide deltid versus heltid har økt blant småbarnmødre de senere årene. Dette resultatet kan kanskje synes noe underslig i forhold til at vi tabell 5.1 presenterte gjennomsnittstall som viste at andelen på heltid og deltid var relativt stabil mellom 1995-kohorten og 1998-kohorten. Men tabell 5.1 skiller ikke mellom pre- og post-perioder. For 1995-kohorten har vi slått sammen obsevasjoner for årene 1994 og 1998, og for 1998-kohorten har vi slått sammen obsevasjoner fra 1997 og 2001.

Modell 2 inkluderer kontrollvariabler. Hovedresultatet fra modell 1 er uendret. På bakgrunn av resultatene i tabell 5.8 kan vi relativt trygt hevde at blant småbarnmødre så har sannsynligheten for å arbeide deltid økt.

Tabell 5.8. Sannsynligheten for å arbeide deltid for kvinner som fødte og kvinner som ikke fødte i 1995 og 1998. Binær logistisk regresjon. Avhengig variabel: Dummyvariabel med verdi 1 hvis deltid, og verdi 0 hvis heltid. Estimerte koeffisienter og standardavvik

	Modell 1		Modell 2	
	Koeffisient	Standardfeil	Koeffisient	Standardfeil
Konstantledd	-0,428	0,003	2,407	0,036
ÅR	-0,025	0,004	0,072	0,005
POST	-0,265	0,005	-0,169	0,005
FØDE	-0,415	0,013	-0,430	0,014
ÅRxPOST	-0,061	0,006	-0,135	0,007
POSTxFØDE	0,758	0,018	0,774	0,019
ÅRxFØDE	0,020 ^z	0,018	0,048	0,019
ÅRxPOSTxFØDE	0,086	0,025	0,078	0,027
Alder			-0,193	0,002
Alder ²			0,002	0,000
Videregående skole			-0,258	0,006
Høyere utdanning – I			-0,940	0,007
Høyere utdanning – II			-1,833	0,013
Gift			0,678	0,004
Bosted (Oslo)			-0,780	0,006
Norden			-0,045	0,009
Vest Europa			0,031	0,013
Øst Europa			0,170	0,020
Asia			0,221	0,013
Amerika			0,199	0,015
Primærnæringer			0,917	0,015
Varehandel			0,940	0,007
Hotell- og restaurant			1,087	0,010
Transport og komm.			0,380	0,009
Fin. tnyting og forsikring			0,048	0,012
Eiendomsdrift			0,237	0,009
Offentlig forvaltning			0,464	0,008
Undervisning, helse- og sosialtjenester			1,325	0,006
Andre sos og pers jenester			0,717	0,011
- 2 Log L	2361976,3		2152677,9	
N	290126		290126	

Note: Videregående skole er tre år utdanning etter ungdomsskole. Høyere utdanning - I er fire år eller mindre på universitet eller høgskole. Høyere utdanning - II er fem år eller mer på universitet eller høgskole. Referansegruppen er ungdomsskole. Landbakgrunn måles ved seks dummy variabler. Alle koeffisientene er signifikante på 5 prosent unntatt de som er merket z.

Størrelsen på koeffisienten i logistisk regresjon er ikke helt enkle å tolke. Spesielt kan de ikke tolkes som endring i sannsynligheten for en hendelse ved en enhets endring i en av forklaringsvariablene, slik som i vanlig minste kvadraters metode. Det er likevel måter å illustrere resultatene på: Vi kan beregne marginaleffekten for gjennomsnittet i datamaterialet og vi kan omregne koeffisientene til oddsrater eller risikorater. Ved å ta antilogarithmen til koeffisienten får vi oddsen eller risikoen for at hendelsen inntreffer. Koeffisienten til interaksjonsleddet ÅrxPOSTxFØDE er lik 0,078. Risikorateen er lik 1,081. Det betyr at kvinner som fødte i 1998 versus kvinner som ikke fødte i 1998 har 1,08 ganger så stor risiko for å arbeide deltid sammenlignet kvinner som fødte i 1995 versus kvinner som ikke fødte i 1995, fra før-perioden til etter-perioden.

Vi kan også illustrere effekten på *sannsynligheten* for et gjennomsnittet i datamaterialet. Formelen for dette er:

$$\frac{\partial \text{deltid}}{\partial \text{ÅrxPOSTxFØDE}} = P(1-P) * \alpha_9,$$

hvor P er gjennomsnittlig andel som arbeider deltid i hele utvalget, og α_9 er den estimerte koeffisienten til interaksjonskoeffisienten. Ved bruk av denne formelen finner vi at marginaleffekten på sannsynligheten er lik 1,8 prosentpoeng. Dette betyr at kvinner som fødte i 1998 versus kvinner som *ikke* fødte i 1998 har 1,8 prosentpoeng høyere sannsynlighet for å arbeide deltid sammenlignet kvinner som fødte i 1995 versus kvinner som ikke fødte i 1995 fra før-perioden til etter-perioden.

Dersom denne økte sannsynligheten for å jobbe mer deltid for småbarnsmødre i de senere årene i hovedsak er styrt fra etterspørselssiden (arbeidsgiversiden) og et resultat av at kvinner som kommer tilbake til jobb etter fødselspermisjon blir tilbudt reduserte stillingsbrøker, kan man argumentere for at det er en uheldig utvikling. Statistikk fra SSBs Arbeidskraftundersøkelse (se for eksempel: <http://www.ssb.no/emner/06/01/aku/tab-2004-08-04-16.html>) viser at forekomsten av uønsket deltid eller undersysselsetting har økt fra 2003 til 2004. Selv om dette ligger utenfor vårt analysevindu kan det antyde at noe av økningen i deltidsandelen i våre analyser også kan være uønsket. Dette er det ikke mulig å undersøke med våre data, fordi vi ikke kan skille mellom ulike former på deltid. Det er likevel viktig å være åpen for at noe av økningen også vil være et resultat av kvinners eget valg. Norske undersøkelser (se for eksempel Ellingsæter og Wiers-Jensen 1997) har tidligere vist at majoriteten av norske kvinner som arbeider deltid, arbeider deltid fordi dette er en arbeidstid som passer dem, og som gjør det mulig å kombinere arbeid med familieliv og barneomsorg.

Det er videre naturlig å tenke seg at deler av resultatene i tabell 5.8 skyldes innføringen av kontantstøtten i 1998. Våre resultater om et skifte mot deltids-

arbeid synes også å være på linje med resultater i Rønsen (2001), som evaluerer effekten av kontantstøtten på kvinners arbeidstilbud, og finner at en effekt av kontantstøtten er et skifte fra heltidsarbeid til deltidsarbeid på kort sikt. Nye analyser for en senere kohort av kvinner viser likevel at denne effekten svekkes noe, skiftet fra heltid til deltid ser med andre ord ut til å være et korttidsfenomen (Rønsen, 2004).

Når det gjelder kontrollvariablene, finner vi at sannsynligheten for å arbeide deltid reduseres med utdanningsnivå, den er høyere for gifte enn for ikke-gifte, den er lavere blant kvinner i Oslo enn blant kvinner ellers i landet, den er høyere for kvinner fra Vest-Europa, Øst-Europa, Asia og Amerika sammenlignet med kvinner fra Norge, og den er høyere blant kvinner som arbeider i hotell- og restaurant og i undervisning og sosialtjenester sammenlignet med referansegruppen, kvinner som arbeider i industri, bergverk, kraft- og vannforsyning og bygg- og anlegg. De fleste av disse sammenhengene er vel kjente fra andre studier av kvinner og arbeidstid (se for eksempel Ellingsæter og Wiers-Jensen).

Avslutning

Norge har, sammenlignet med mange andre land, en sjenerøs familiepolitikk. Lang betalt fødselspermisjon og subsidierte barnehager er to eksempler på dette. Familiepolitikken bidrar til omfordeling til fordel for barnefamilier. Familiepolitikken har også som mål å øke yrkesaktiviteten blant kvinner (mødre), dels ved praktisk tilrettelegging og dels ved økonomiske insentiver. Folketrygdens ytelser i forbindelse med fødsel og adopsjon er for eksempel knyttet til tidligere arbeidsinntekt, og Arbeidsmiljøloven sikrer rett til fri fra arbeidet ved svangerskap og fødsel og ved barn og barnepassers sykdom. Slike ordninger gir unge kvinner incentiver til å starte en arbeidsmarkedskarriere før de får barn. Dette kan gi en sterkere tilknytning til arbeidsmarkedet, og lette senere retur til arbeidsmarkedet.

Denne rapporten har analysert karriereutvikling for sysselsatte småbarnsmødre i Norge. Som indikatorer på karriereutvikling har vi benyttet timelønn og arbeidstid (heltid versus deltid). Hovedmålsettingen har vært å svare på spørsmålet om karriereutviklingen for småbarnsmødre har forverret seg de senere årene, i form av lavere timelønn og skifte fra heltid til deltid. Kort sagt: Er kombinasjonen barn og karriere blitt vanskeligere å håndtere de siste årene?

Våre analyser svarer nei og ja på det spørsmålet: Nei, i den forstand at vi ikke finner noen tegn til at lønnsutviklingen har forverret seg for småbarnsmødre de senere årene. Ja, i den forstand at sannsynligheten for å jobbe deltid har økt blant småbarnsmødre de senere årene.

Selv om lønnsutviklingen for mødre versus ikke-mødre har vært stabil de senere årene finner vi generelt at kvinner med barn har lavere timelønn sammenlignet med kvinner uten barn, og lønnsgapet øker med antall barn. Denne forskjellen gjelder etter at vi har kontrollert for forskjeller i alder, utdanningsnivå, bosted, næringstilknytning, arbeidstid og landbakgrunn. I rapporten diskuterer vi ulike årsaker til at vi observerer en slik lønnsforskjell. En årsak (som økonomer ofte trekker frem) er tap av verdifull yrkeserfaring i forbindelse med fødsler og barneomsorg. Jo flere barn, desto flere perioder utenfor arbeidsmarkedet. Diskriminering og uobserverte forskjeller mellom kvinner med barn og kvinner uten barn er to andre kandidater. Det har vært utenfor

rammen av denne rapporten å skille de ulike kandidatene, men dette bør være interessante oppgaver for fremtidig forskning.

Litteratur

- Albrecht, J. W., P. A. Edin, M. Sundstrøm, og S. B. Vroman (1998). «Career interruptions and subsequent earnings: A reexamination using Swedish data.» *The Journal of Human Resources* XXXIV, 294-311.
- Barth, E., og H. Dale-Olsen (2004), «Lønnsforskjeller mellom kvinner og menn I et 30 års perspektiv.» *Søkelys på arbeidsmarkedet*, 21: 65-75.
- Becker, G. (1985), «Human Capital, Effort, and the Sexual Division of Labor.» *Journal of Labor Economics*, 3: 33-58.
- Becker, G. (1991). *A treatise of the family*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Blau F. D., og L. M. Kahn, (2000), «Gender differences in pay.» NBER Working paper 7732. National Bureau of Economic Research, USA, Cambridge Massachusetts..
- Budig, M. J. og P. England (2001), «The wage penalty of motherhood.» *American Sociological Review*, 66: 204-225.
- Danielsen, K., og T. Lappegård (2003), *Tid er viktig når barn blir født – om bruk av lønnet fødselspermisjon*. Samfunnsspeilet, nr. 5 2003.
- Datta Gupta, N., R. L. Oaxaca og N. Smith (1998), «Wage dispersion, public sector wages and the stagnating Danish gender wage gap». CLS Working Paper 98:18, Univ. of Aarhus and Aarhus School of Business.
- Datta Gupta, N., R. L. Oaxaca og N. Smith (1999), «The Danish wage gap and wage determination in the private and public sectors». In *Gender and the Labour Market: Econometric Evidence and Obstacles in Achieving Gender Equality*, (eds.) S. Gustaffsson and D. Meulders, EAE Macmillan Series.
- Datta Gupta, N., og N. Smith (2002). «Children and career interruptions: The family gap in Denmark.» *Economica* 69, 609-629.
- Ellingsæter, A. L., og J. Wiers-Jensen (1997), *Kvinner i et arbeidsmarkedet i endring. Integrering, marginalisering og ekskludering*. Rapport 97:13. Oslo: Institutt for samfunnsforskning.
- Goldin, C. (1990), *Understand the gender gap: an economic history of American women*. Oxford University Press, UK:

- Gruber, J. (1994). «The incidence of mandated maternity benefits.» *American Economic Review* 84, 622-641.
- Hardoy, I, og P. Schøne (2004), *Mindre betalt for færre timer? En analyse av sammenhengen mellom uønsket deltid og timelønn*. Oslo: Institutt for samfunnsforskning.
- Harkness, S. og J. Waldfogel (2003), «The Family Gap in Pay: Evidence from Seven Industrialized Countries.» In Solomon Polachek (ed.), *Worker Well-Being and Public Policy*. Research in Labor Economics. Jai Press Inc.
- Joshi, H., P. Paci, og J. Waldfogel (1999). «The wages of motherhood: better or worse?» *Cambridge Journal of Economics* 23, 543-564.
- Kitterød, R. (2003), *Tid til barna? Tidsbruk og samvær med barn blant mødre med barn i kontantstøttealder*. Rapport 2003/05. Statistisk sentralbyrå.
- Kitterød, R. og R. Kjeldstad (2004). *Foreldres arbeidstid 1991-2001. Belyst ved SSBs arbeidskraftundersøkelser, tidsbruksundersøkelser og levekårsundersøkelser*. Rapport 2004/06. Statistisk sentralbyrå.
- Kjeldstad R og M Rønsen (2002). *Enslig foreldre på arbeidsmarkedet 1980-1999. En sammenlikning med gidte mødre og fedre*, Statistiske analyser nr 49, Statistisk sentralbyrå.
- Lappegård, T. (2003), Pappa til (hjemme)tjeneste - hvilke fedre tar fødselspermisjon. *Samfunnsspeilet* nr. 5, 2003.
- Lundberg, S. og E. Rose (2000), Parenthood and earnings of married men and women. *Labour Economics* (2000) 689-710.
- Mincer, J. og S. W. Polachek (1974). «Family investments in human capital: Earnings of women.» *Journal of Political Economy* 82, 576-608.
- Mumford, K. og P. N. Smith (2004), «The gender earnings gap in Britain.» IZA Discussion paper No. 1109.
- Ondrich, J., K. C. Spiess, og Q. Yang (2001). «The effect of maternity leave on women's pay in Germany 1984-1994.» Discussion paper 289. German Institute for Economic Research.
- Polachek, S. (2004), «How the human capital model explains why the gender gap narrowed.» IZA Discussion paper No. 1102.
- Rosen, S. (1986), «The theory of equalizing differences.» In: O., Ashenfelter and R. Layard (eds.), *Handbook of Labor Economics*, Amsterdam, North Holland.
- Rosholm, M. og N. Smith (1996), «The Danish gender wage gap in the 1980s: A panel data study.» *Oxford Economic Papers*, 48: 254-279.
- Ruhm, C. (1998). «The economic consequences of parental leave mandates: Lessons from Europe.» *Quarterly Journal of Economics* 113, 285-317.
- Rønsen, M. (2001). *Market work, child care and the division of household labour. Adaptations of Norwegian mothers before and after the cash-for-care reform*. Rapport 2001/3. Statistisk sentralbyrå.

- Rønsen, M., og M. Sundstrøm (1996). «Maternal employment in Scandinavia: A comparison of the after-birth employment activity of Norwegian and Swedish women.» *Journal of Population Economics* 9, 267-285.
- Rønsen, M. (2004). Long-term effects on mothers' labour supply of the cash-for-care program in Norway. Manuscript presented at the Annual Conference of the European Society For Population Economics, Bergen, Juni 10-12, 2004.
- Schøne, P. (2004a). *Lønnsutvikling i offentlig og privat sektor*. Rapport 2004:02. Oslo: Institutt for samfunnsforskning.
- Schøne, P. (2004b). «The effect of a family policy reform on mother's pay: A natural experiment approach.» Manuskript. Institutt for samfunnsforskning.
- Skyt Nielsen, H., M. Simonsen og M. Verner (2002), «Does the Gap in Family-Friendly Policies drive the Family Gap? Kommer i *Scandinavian Journal of Economics*.
- Torvatn, H. Y., og T. H. Molden (2001), *HMS-tilstanden i Norge i 2001*. SINTEF-rapport: STF38 A01027. Trondheim: SINTEF teknologiledelse.
- Waldfogel, J. (1997). «Working mothers then and now: A cross-cohort analysis of the effect of maternity leave on women's pay.» In Francine D. Blau and Ronald G. Ehrenberg (eds.), *Gender and family issues in the workplace*. New York: Russell Sage.
- Waldfogel, J. (1998). «The family gap for young women in the United States and Britain: Can maternity leave make a difference?» *Journal of Labor Economics* 16, 505-545.
- Waldfogel, J. (1999). «The impact of the Family and Medical Leave Act.» *Journal of Policy Analysis and Management* 18, 281-302.

Vedlegg

A. Tabellvedlegg

Tabell v.1 Antall barn og timelønn. 1997-2001. Minste kvadraters metode. Heltidsansatte. Avhengig variabel:
Log timelønn. Estimerte koeffisienter og standardavvik

	1997		1998		1999		2000		2001	
	Koeff	Std	Koeff	Std	Koeff	Std	Koeff	Std	Koeff	Std
Konstantledd	3,528	0,012	3,563	0,012	3,653	0,012	3,735	0,012	3,753	0,013
Alder	0,057	0,001	0,058	0,001	0,053	0,001	0,049	0,001	0,049	0,001
Alder ²	-0,001	0,000	-0,001	0,000	-0,001	0,000	-0,001	0,000	-0,001	0,000
VGS	0,045	0,002	0,037	0,002	0,050	0,002	0,050	0,002	0,048	0,002
Høyere utdanning I	0,201	0,002	0,192	0,002	0,207	0,002	0,225	0,002	0,229	0,002
Høyere utdanning II	0,371	0,003	0,354	0,002	0,368	0,003	0,379	0,002	0,380	0,003
Gift	0,018	0,001	0,019	0,001	0,019	0,001	0,020	0,001	0,024	0,001
Oslo	0,070	0,001	0,076	0,001	0,074	0,001	0,074	0,001	0,087	0,001
Ett barn	-0,016	0,001	-0,020	0,001	-0,021	0,001	-0,019	0,001	-0,024	0,001
To barn	-0,036	0,001	-0,041	0,001	-0,039	0,001	-0,035	0,001	-0,032	0,001
Tre barn	-0,064	0,002	-0,066	0,002	-0,064	0,002	-0,059	0,002	-0,058	0,002
Kontroll på Næring?	Ja		Ja		Ja		Ja		Ja	
Kontroll på landbakgrunn?	Ja		Ja		Ja		Ja		Ja	
R ² -justert	0,354		0,375		0,364		0,371		0,378	
N	151653		155540		162619		172234		172598	

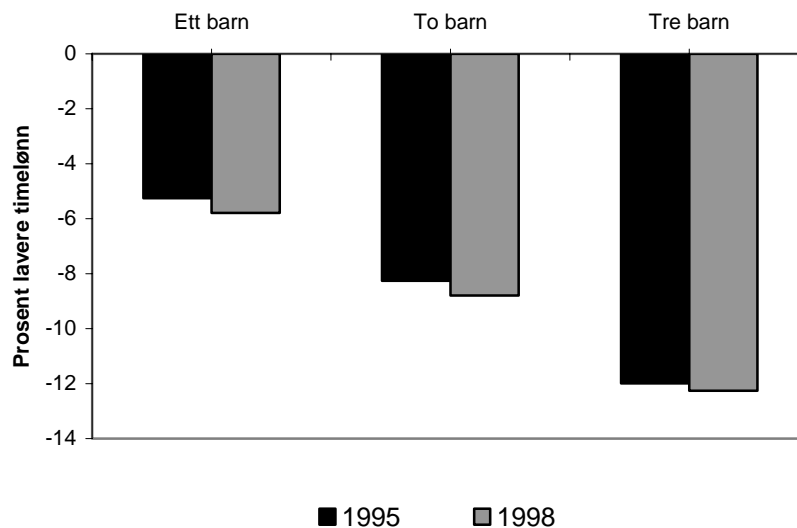
Note: Videregående skole er tre år utdanning etter ungdomsskole. Høyere utdanning - I er fire år eller mindre på universitet eller høyskole. Høyere utdanning - II er fem år eller mer på universitet eller høyskole. Referansegruppen er mødre med ungdomsskole. Landbakgrunn måles ved seks dummy variabler (Norge, Norden, Vest-Europa, Øst-Europa, Asia og Amerika). Referansekategori er Norge. Alle koeffisientene er signifikante på 5 prosent unntatt de som er merket z.

B. Generelle analyser av sammenhengen mellom barn og timelønn i paneldatasettet

I dette avsnittet presenterer vi noen generelle analyser av sammenhengen mellom barn og timelønn. Vi benytter panelmaterialet. Dette datamaterialet inneholder opplysninger om tidspunkt for fødsler til begge kohortene av kvinner til og med 2001. Disse opplysningene kan vi bruke til å lage variabler for antall barn og alder på barn.

Figur v.1 presenterer først sammenhengen mellom antall barn og timelønn. Resultatene er basert på en multivariat regresjonsanalyse med log timelønn som avhengig variabel. Vi estimerer to modeller: en for kohorten av kvinner fra 1995, og en for kohorten av kvinner fra 1998. Vi skiller mellom fire grupper kvinner: 1) Kvinner uten barn, 2) kvinner med ett barn, 3) kvinner med to barn, og 4) kvinner med tre eller flere barn. Sammenligningsgruppen i analysen er kvinner uten barn. Én fordel med å benytte denne grupperingen er at flere internasjonale studier har benyttet lignende gruppering, noe som gjør det lettere å sammenligne resultater på tvers av studier.

Figur v.1. Antall barn og timelønn. Paneldatasettet. 1995 og 1998. Prosent lavere timelønn etter antall barn sammenlignet med ingen barn



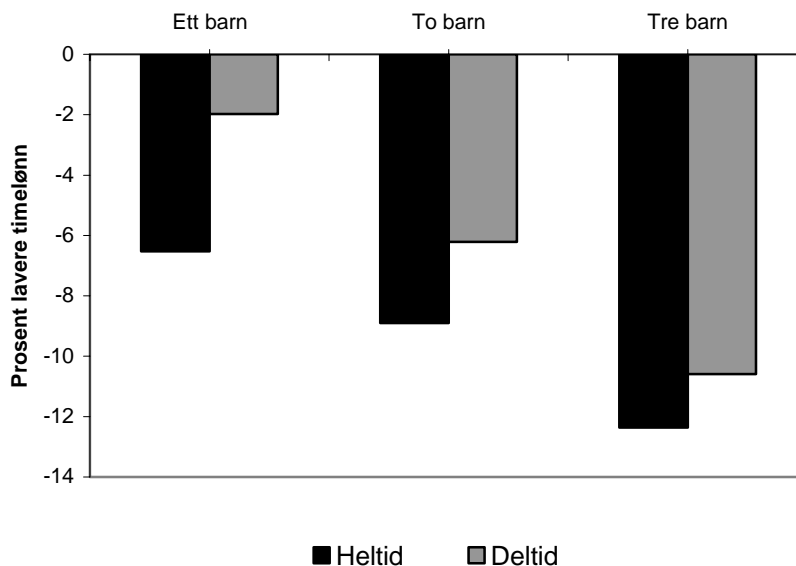
Note: Avhengig variabel: Log (timelønn). Minste kvadraters metode. Kontrollvariabler: Alder, utdanningsnivå, sivil status, bosted, landbakgrunn, arbeidstid, næring (se kapittel 4 for nærmere forklaring).

Forklaringsvariabler - i tillegg til informasjon om antall barn - inkluderer informasjon om alder, utdanningsnivå, bosted, sivil status, landbakgrunn, næring og arbeidstid. Dette er med andre ord relativt like kvinner, bortsett fra at den ene gruppen har barn, mens den andre gruppe ikke har det.

Figur v.1 viser at kvinner *med* barn generelt har lavere timelønn sammenlignet med kvinner *uten* barn, og lønnsgapet øker med antall barn. I 1998 finner vi at kvinner som har ett barn har 5,7 prosent lavere timelønn sammenlignet med kvinner uten barn. Kvinner med to barn har 8,8 prosent lavere timelønn, og kvinner med tre barn har 12,2 prosent lavere timelønn enn kvinner uten barn. Lønnsgapet er noe større blant 1998-kohorten enn blant 1995-kohorten, men forskjellene er for små til å trekke klare konklusjoner.

Figur v.2 viser resultater fra multivariate regresjonsanalyser på paneldatasettet hvor vi analyserer *heltidsansatte* og *deltidsansatte* hver for seg. Vi gjør dette for å se om sammenhengen mellom antall barn og timelønn er forskjellig for heltidsansatte og deltidsansatte. Deltidsansatte i figur v.2 inkluderer både de som arbeider kort deltid og de som arbeider lang deltid. Vi begrenser analysen til 1998.

Figur v.2. Antall barn og timelønn. Heltidsansatte og deltidsansatte. År 1998. Paneldatasettet. Prosent lavere timelønn etter antall barn sammenlignet med ingen barn.



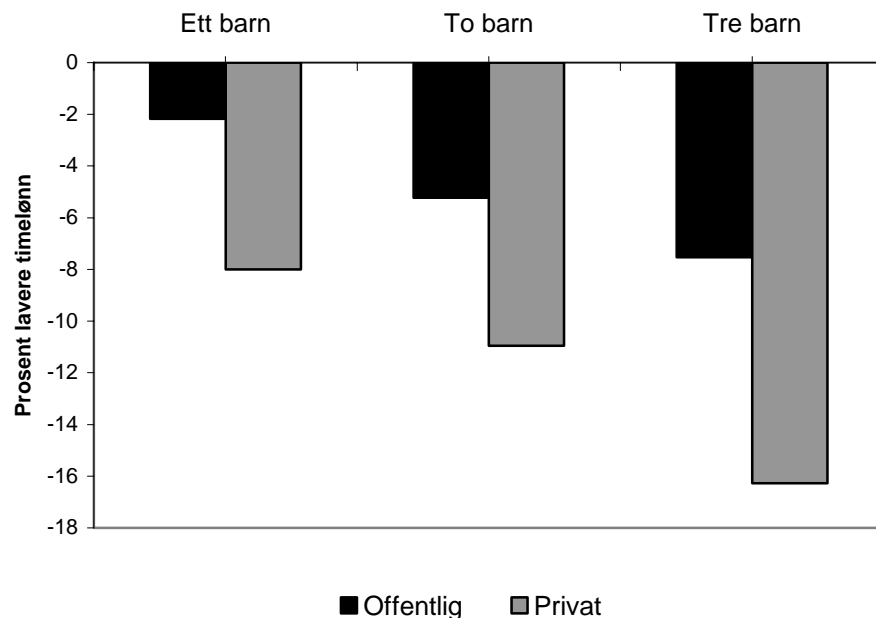
Note: Avhengig variabel: Log (timelønn). Minste kvadraters metode. Kontrollvariabler: Alder, utdanningsnivå, sivil status, bosted, landbakgrunn og næring (se kapittel 4 for nærmere forklaring).

Figuren viser at lønnsgapet mellom kvinner med og uten barn er større blant heltidsansatte enn blant deltidsansatte. Forskjellene er statistisk signifikante.

Figur v.3 presenterer resultater fra multivariate analyser hvor vi studerer sammenhengen mellom barn og timelønn separat for offentlig og privat sektor. Vi begrenser analysen til 1998. Figuren viser at lønnsgapet mellom kvinner med barn og kvinner uten barn er mye større i privat sektor enn i offentlig sektor.

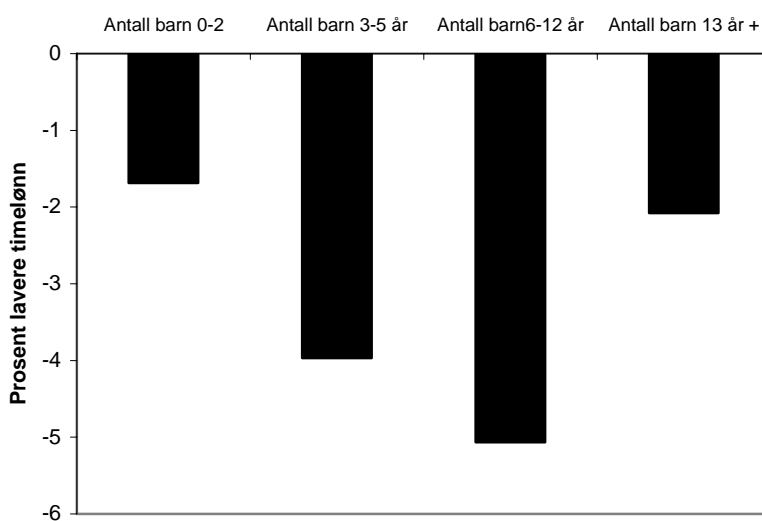
Hvordan varierer lønngapet med *alder på barna*? Figur v.4 presenterer resultater fra en multivariat analyse hvor vi skiller mellom barn etter alder. Vi lager fire kjennetegn: 1) Antall barn mellom 0 og 2 år; 2) Antall barn mellom 3 og 5 år; 3) Antall barn mellom 6 og 12 år; og 4) Antall barn 13 år og eldre. Kontrollvariablene er de samme som benyttet tidligere. Vi begrenser igjen analysen til 1998.

Figur v.3. Antall barn og timelønn. Offentlig og privat sektor. År 1998. Prosent lavere timelønn etter antall barn sammenlignet med ingen barn.



Note: Avhengig variabel: Log (timelønn). Minste kvadraters metode. Kontrollvariabler: Alder, utdanningsnivå, sivil status, bosted, landbakgrunn, arbeidstid, næring (se kapittel 4 for nærmere forklaring).

Figur v.4. Alder på barn og timelønn. Paneldatasettet. 1998. Prosent lavere timelønn sammenlignet med ingen barn



Note: Avhengig variabel: Log (timelønn). Minste kvadraters metode. Kontrollvariabler: Alder, utdanningsnivå, sivil status, bosted, landbakgrunn, arbeidstid, næring (se kapittel 4 for nærmere forklaring).

Figuren viser at det for kvinner med barn i den yngste aldersgruppen (0 - 2 år) så er lønnsgapet ca 1,7 prosent per barn. Lønnsgapet per barn øker først med alder på barn, for deretter å falle for den eldste aldersgruppen (13 år og eldre). At lønnsgapet faller når barna blir eldre (13 år og eldre) kan indikere at det er viss lønnsopphenting for kvinner med barn i forhold til kvinner uten barn. Lønnsopphenting i denne sammenheng betyr at kvinner som returnerer til arbeidsmarkedet etter at de er ferdig med barnefødsler og småbarnomsorg, har en høyere lønnsvekst enn kvinner som ikke har født barn i perioden etter at de returnerer. Et fyllestgjørende svar på dette spørsmål vil likevel kreve en grundigere analyse som ligger uten for ambisjonen til denne rapporten.

Institutt for samfunnsforskning

Rapport 2004:17

<i>Forfatter/Author</i> Inés Hardoy og Pål Schøne
<i>Tittel/Title</i> I klemme mellom barneomsorg og karriere En analyse av karriereutvikling for småbarnsmødre
<i>Sammendrag</i> Likestillingsombudet rapporterer om at en stadig større andel av henvendelsene dit gjelder kvinner som ikke får tilbake den jobben de hadde før de gikk ut i svangerskapspermisjon. Omplussing eller nedgradering kan få negative konsekvenser for videre karriere, i form av lavere lønn eller kortere arbeidstid. I denne rapporten benytter vi paneldata fra representativ registerbaserte datamaterialet av sysselsatte kvinner for å se om vi finner indikasjoner på at karriereutviklingen for småbarnsmødre har forverret seg de senere årene (fram til 2001). Vi finner at kvinner med barn har lavere timelønn enn kvinner uten barn, men vi finner ingen klare tegn til at utviklingen har forverret seg de senere årene. Utviklingen preges av stabilitet. En analyse av sammenhengen mellom barnefødsler og arbeidstid blant sysselsatte kvinner viser en utvikling mot mindre heltid til fordel for mer deltid i de senere årene.
<i>Emneord</i> Lønnsutvikling, karriereutvikling, småbarnsmødre
<i>Summary</i> The Gender Equality Commissioner reports on an increasing number of complaints from women who do not get their jobs back on return from maternity leave. Change of responsibilities or position, downgrading and fewer working hours may have negative consequences for career prospects. We use longitudinal register data from a representative sample of employed women ages 20-45 to study if there are indications of a negative development in the hourly wages of women with a newborn in recent years (until 2001) . Results indicate that women with children have lower hourly wages than women without children, but we find <i>no indication of a negative development in recent years</i> . An analysis of the relationship between child-bearing and working time among employed women shows a trend towards more part time and less full time in recent years.
<i>Index terms</i> Wage developments, career development, women with small children