

Marit Rønsen

Kontantstøttens langsiktige effekter på mødres og fedres arbeidstilbud

Rapporter

I denne serien publiseres statistiske analyser, metode- og modellbeskrivelser fra de enkelte forsknings- og statistikkområder. Også resultater av ulike enkeltundersøkelser publiseres her, oftest med utfyllende kommentarer og analyser.

Reports

This series contains statistical analyses and method and model descriptions from the various research and statistics areas. Results of various single surveys are also published here, usually with supplementary comments and analyses.

© Statistisk sentralbyrå, september 2005
Ved bruk av materiale fra denne publikasjonen,
vennligst oppgi Statistisk sentralbyrå som kilde.

ISBN 82-537-6838-9 Trykt versjon
ISBN 82-537-6839-7 Elektronisk versjon
ISSN 0806-2056

Emnegruppe

06.01

Design: Enzo Finger Design
Trykk: Statistisk sentralbyrå/223

Standardtegn i tabeller	Symbols in tables	Symbol
Tall kan ikke forekomme	Category not applicable	.
Oppgave mangler	Data not available	..
Oppgave mangler foreløpig	Data not yet available	...
Tall kan ikke offentliggjøres	Not for publication	:
Null	Nil	-
Mindre enn 0,5 av den brukte enheten	Less than 0.5 of unit employed	0
Mindre enn 0,05 av den brukte enheten	Less than 0.05 of unit employed	0,0
Foreløpig tall	Provisional or preliminary figure	*
Brudd i den loddrette serien	Break in the homogeneity of a vertical series	—
Brudd i den vannrette serien	Break in the homogeneity of a horizontal series	
Desimalskilletegn	Decimal punctuation mark	,(,)

Sammendrag

Marit Rønsen

Kontantstøttens langsiktige effekter på mødres og fedres arbeidstilbud

Rapporter 2005/23 • Statistisk sentralbyrå 2005

En noe overraskende konklusjon fra den første evalueringen av kontantstøtten var at den var en stor reform med små virkninger for arbeidsmarkedet (Baklien mfl. 2001). Et forbehold den gang var imidlertid at det bare var de helt kortsiktige virkningene som ble fanget opp, fordi de fleste analysene baserte seg på data fra to intervjuundersøkelser som ble gjennomført våren 1998 og våren 1999, det vil si noen måneder før og noen måneder etter at reformen ble innført.

Våren 2002 ble det gjennomført en ny undersøkelse blant barnefamilier. Sammen med de to tidligere undersøkelsene fra 1998 og 1999 gir dette oss et bedre bilde av hva som har skjedd med småbarnsforeldres arbeidstilbud på litt lengre sikt. I denne rapporten kartlegger vi dette i mer detalj. Hovedformålet er å analysere i hvilken grad kontantstøtten har endret foreldrenes arbeidsmarkedsatferd. For å kunne si noe om dette, har vi gjennomført ulike multivariate analyser der vi kontrollerer for andre faktorer som også kan ha påvirket utviklingen.

De fleste analysene i denne rapporten er tverrsnittsanalyser basert på situasjonen på intervju tidspunktet, dvs. våren 1998, 1999 eller 2002. Hovedkonklusjonene når det gjelder mødres arbeidstilbud er publisert tidligere (Rønsen 2004). Denne rapporten gir er mer utfyllende omtale av analysene av mødre, og samtidig formidler vi resultatene fra tverrsnittsanalyser av fedres arbeidstilbud. I tillegg presenterer vi en forløpsanalyse av mødres yrkesopphold etter første fødsel basert på noen retrospektive spørsmål som ble stilt i undersøkelsen i 2002. Dette kaster mer lys over de langsiktige konsekvensene av kontantstøtten for yrkesløpet til den enkelte kvinne.

Tverrsnittsanalysene viser at kontantstøtten har hatt en ganske betydelig effekt på mødres arbeidstilbud på lengre sikt. Både sannsynligheten for å være yrkesaktiv og sannsynligheten for å være i jobb, gitt at moren var yrkesaktiv, gikk klart ned fra 1998 til 2002 når vi kontrollerer for andre faktorer. For hele mødregruppen under ett finner vi en nedgang i gjennomsnittlig arbeidstid pr. uke på 3 ¾ time fra 1998 til 2002. Det tilsvarer en reduksjon på nesten 20 prosent eller omtrent 11 000 årsverk. Resultatene fra forløpsanalysen tyder også på at sannsynligheten for at mødre begynner å jobbe i løpet av de tre første årene etter fødselen gikk ned etter at kontantstøtten kom. Her har vi dessverre bare data til å analysere førstegangsmødre, men i den grad de er representative for hele mødregruppen, betyr det at kontantstøtten har ført til lengre yrkesavbrudd blant mødre.

For fedre har vi kun data for dem som er gift eller samboende. Interessant nok er det tegn til at også fedres arbeidstilbud er blitt påvirket på lengre sikt. Dette skyldes i første rekke en nedgang i arbeidstid blant dem som er i arbeid, men mye tyder på at også fedres tilbøyelighet til å ta permisjon har økt. Målt som gjennomsnittlig arbeidstid blant alle gifte og samboende fedre, finner vi en nedgang på 1,2 timer pr. uke eller knappe tre prosent. Dette tilsvarer om lag 3 300 årsverk.

Vurdert ut fra målsettingen om at foreldre og barn skulle få mer tid sammen, er nedgangen i arbeidstid blant småbarnsforeldre et positivt resultat. Nedgangen blant mødre er imidlertid langt større enn blant fedre. Kontantstøtten kan dermed bidra til å opprettholde et tradisjonelt kjønnsrollemønster og slik sett virke negativt i forhold til en målsetting om større likestilling mellom kvinner og menn.

Prosjektstøtte: Barne- og familiedepartementet.

Innhold

1. Innledning.....	7
2. Tidligere evaluering og forskning om kontantstøtten	9
2.1. Analyser basert på kontantstøtte- undersøkelsene 1998 og 1999.....	9
2.2. Analyser basert på andre datakilder.....	10
3. Teoretisk ramme, empirisk modell og strategi for effektevaluering.....	11
3.1. Teori.....	11
3.2. Empirisk modell.....	11
3.3. Strategi for effektevaluering	12
4. Data og beskrivende statistikk	14
4.1. Datamaterialet.....	14
4.2. Forklaringsvariable.....	14
4.3. Beskrivende statistikk	17
5. Resultater.....	19
5.1. Tverrsnittsanalyser av mødres arbeidstilbud	19
5.2. Tverrsnittsanalyser av fedres arbeidstilbud	22
5.3. Forløpsanalyse av mødres tilbakegang til arbeidet etter første fødsel	24
6. Oppsummering og konklusjon.....	26
Litteratur.....	28
Vedlegg	
A. Nærmere om data og variable.....	30
B. Tabeller	32
Tidligere utgitt på emneområdet	37
De sist utgitte publikasjonene i serien Rapporter	39

Figurregister

4. Data og beskrivende statistikk

4.1. Yrkesdeltakelse blant alle mødre med barn i kontantstøttealder (1-2 år).....	17
4.2. Yrkesdeltakelse blant gifte og samboende mødre med barn i kontantstøttealder (1-2 år).....	17
4.3. Yrkesdeltakelse blant gifte og samboende fedre med barn i kontantstøttealder (1-2 år).....	17

Tabellregister

5. Resultater

5.1. Yrkestilpasning blant alle mødre med barn i kontantstøttealder. Sekvensiell logit modell. Oddskvoter (95% konfidensintervall i parentes).....	20
5.2. Yrkestilpasning blant gifte og samboende mødre med barn i kontantstøttealder. Sekvensiell logit modell. Oddskvoter (95% konfidensintervall i parentes).....	21
5.3. Yrkestilpasning blant gifte og samboende fedre med barn i kontantstøttealder. Sekvensiell logit modell. Oddskvoter1 (95% konfidensintervall i parentes).....	22
5.4. Arbeidstid pr. uke blant mødre og fedre med barn i kontantstøttealder. Tobit model.....	23
5.5. Forløpsanalyse av mødres overgang til arbeid etter første fødsel.....	25

Vedlegg

B1. Yrkesdeltakelse blant mødre og fedre med barn i kontantstøttealder (1-2 år).....	32
B2. Beskrivende statistikk - avhengige variable.....	33
B3a. Beskrivende statistikk - uavhengige variable. Alle mødre.....	34
B3b. Beskrivende statistikk - uavhengige variable. Gifte/samboende mødre.....	35
B3c. Beskrivende statistikk - uavhengige variable. Gifte/samboende fedre.....	36

1. Innledning

Et sentralt tema i debatten før kontantstøtten ble innført i august 1998 var hvilke konsekvenser den ville ha for småbarnsforeldres yrkesdeltakelse. Det ble blant annet hevdet at mødres arbeidstilbud ville bli sterkt redusert. Ett av formålene med reformen var også at den skulle gi foreldre økonomisk mulighet til å være mer sammen med egne barn, og selv om støtten i utgangspunktet ikke var spesielt myntet på mødre, måtte en forvente at det i første rekke var de som ville redusere sin innsats på arbeidsmarkedet.

Barne- og familiedepartementet tok på et tidlig tidspunkt initiativet til en bred evaluering av reformen. Gjennom Norges forskningsråd ble det satt i gang en rekke prosjekter som undersøkte konsekvensene for sysselsetting og arbeidsmarked, likestilling, barnehagesektoren og barn med spesielle behov. Hovedkonklusjonen fra forskergruppen som ledet evalueringen, var at kontantstøtten var en stor reform med små virkninger for de analyserte områdene (Baklien mfl. 2001). Dette var nokså overraskende, og et av de mest interessante spørsmål man satt igjen med var, ifølge forskergruppen, hvorfor reformen hadde hatt så små effekter.

Et forbehold ved konklusjonene den gang var at mange av analysene baserte seg på data som var samlet inn like etter at kontantstøtten var innført, slik at det bare var de helt kortsiktige virkningene som kunne fanges opp. Det gjaldt for eksempel de fleste analysene av mødres yrkesdeltakelse, der opplysningene hovedsakelig stammet fra to intervjuundersøkelser som ble gjennomført våren 1998 og våren 1999, det vil si noen måneder før og noen måneder etter at reformen ble innført¹. De første analysene tydet likevel på at mødres yrkesdeltakelse ikke var helt upåvirket av kontantstøtten. Det ble blant annet pekt på at sannsynligheten

for å være i jobb så ut til å ha gått noe ned, og det hadde også vært en viss overgang fra heltids- til deltidsarbeid (Knudsen 2001, Rønsen 2001). Men så langt måtte effektene vurderes som forholdsvis små. Når det gjaldt fedre, kunne det ikke spores noen endringer overhodet (Hellevik 2000).

Siden all tilpasning tar tid, kan det være rimelig å forvente at virkningene vil bli større på sikt. Men det har også vært argumentert for at virkningene kan bli mindre, fordi en regner med at kontantstøttens størrelse langt fra er tilstrekkelig til at flere småbarnsforeldre skal velge å være hjemme med barna. Hvordan det faktisk har gått, vet vi nå mer om etter at en ny undersøkelse av barnefamiliers tilsynsordninger, yrkesdeltakelse og bruk av kontantstøtte ble gjennomført på oppdrag av Barne og familiedepartementet våren 2002 (Se Pettersen 2003 for nærmere dokumentasjon).

Ved å se de tre undersøkelsene i 1998, 1999 og 2002 i sammenheng kan vi få et bedre inntrykk av hva som virkelig har skjedd med småbarnsforeldres arbeidstilbud de første 3-4 årene etter at kontantstøtten kom. En første analyse av mødres arbeidstilbud basert på dette datamaterialet er publisert tidligere (Rønsen 2004). I denne rapporten gir vi en mer utfyllende omtale av analysen av mødre, og samtidig formidler vi resultatene fra tilsvarende analyser av fedres arbeidstilbud. I tillegg presenterer vi en forløpsanalyse av mødres yrkesopphold og tilbakegang til jobb etter første fødsel basert på noen retrospektive spørsmål som ble stilt i undersøkelsen i 2002. Dette kaster mer lys over de langsiktige konsekvensene for den enkelte kvinne. Hovedformålet med samtlige analyser er å undersøke i hvilken grad kontantstøtten har ført til endret arbeidsmarkedsatferd blant foreldre. Siden den også kan ha blitt påvirket av andre faktorer enn kontantstøtten, har vi gjennomført ulike multivariate analyser der vi kontrollerer for endringer i andre påvirkningsfaktorer.

Rapporten er bygget opp som følger. I neste kapittel oppsummerer vi hva vi vet om korttidseffektene av kontantstøtten basert på den tidligere evalueringen og annen forskning. Dernest introduserer vi det teoretiske

¹ Kontantstøtten ble innført for ett-åringer i august 1998 og for to-åringer i januar 1999. På oppdrag fra BFD gjennomførte SSB våren 1998 en spørreundersøkelse om Barnefamiliers tilsynsordninger, yrkesdeltakelse og økonomi før innføring av kontantstøtte, og våren 1999 ble det holdt en tilsvarende undersøkelse: Barnefamiliers tilsynsordninger, yrkesdeltakelse og bruk av kontantstøtte 1999. Se Rønning (1998) og Reppen og Rønning (1999) for nærmere dokumentasjon.

utgangspunktet for analysene og de modellene vi har brukt i beregningene. I kapittel fire gir vi en nærmere omtale av datamaterialet og beskriver hvordan mødres og fedres yrkesdeltakelse har utviklet seg fra 1998 til 2002. Kapittel fem presenterer resultatene fra de multivariate tverrsnittsanalysene av mødres og fedres tilpasning til arbeidsmarkedet på intervju tidspunktet og av forløpsanalysen av mødres yrkesopphold etter første fødsel. I kapittel seks oppsummerer vi analysene og trekker konklusjonen når det gjelder kontantstøttens langsiktige effekter på småbarnsforeldres arbeidstilbud.

2. Tidligere evaluering og forskning om kontantstøtten

2.1. Analyser basert på kontantstøtteundersøkelsene 1998 og 1999

Fra kontantstøtteundersøkelsene 1998 og 1999 foreligger det en rekke analyser som tar for seg virkningene for arbeidsmarkedet. Enkelte av disse er basert på forholdsvis enkle gjennomsnittsbetraktninger, dvs. effekten av kontantstøtten vurderes ved å sammenligne utviklingen i yrkesatferd fra ett år til et annet for ulike grupper av mødre. Det er opplagt et greit utgangspunkt for analyse, men en skal ikke trekke for raske konklusjoner på dette grunnlaget. Grunnen er selvsagt at det også kan ha skjedd andre endringer, dvs. "alt annet" er ikke likt. Dersom en ønsker å isolere effekten av reformen, er det nødvendig å benytte analyseteknikker som nettopp tar hensyn til andre påvirkningsfaktorer (såkalt multivariat analyse). I gjennomgangen nedenfor skal vi begrense oss til slike analyser.

To studier med mange likhetstrekk er Knudsen (2001) og Rønsen (2001), men de avhengige variablene og valg av modell er forskjellige (se Rønsen 2002 for nærmere detaljer). Knudsen studerer ulike mål på yrkesdeltakelse og finner at kontantstøtten på kort sikt førte til en signifikant nedgang i sannsynligheten for å være yrkesaktiv (definert som enten i arbeid eller i permisjon). Hun finner også en negativ effekt på sannsynligheten for å være i arbeid, men den var ikke statistisk signifikant. Resultatene viser videre en signifikant nedgang i ukentlig arbeidstid blant yrkesaktive på 2,4 timer. Mødre med 3-4 års høyere utdanning hadde den største nedgangen i yrkestilbøyelighet, og sannsynligheten for å jobbe heltid gikk mest ned blant dem med undervisningsbakgrunn. Når det gjelder ukentlig arbeidstid blant de yrkesaktive, finner Knudsen at nedgangen var sterkest blant dem med aller høyeste utdanning (mer enn fire år på universitet eller høyskole).

Rønsen (2001) betrakter tilpasningen til yrkesarbeid og barnetilsyn under ett og studerer valget mellom ulike alternativer av arbeid (heltid, deltid, ikke i arbeid) og barnetilsyn (barnehage, andre tilsynsordninger). Hovedfunnet er at jobbsannsynligheten ser ut til å ha gått noe ned i alle utdanningsgrupper, bort-

sett fra blant dem med aller høyest utdanning (mer enn fire år på universitet eller høyskole). Generelt har det vært et skift fra jobb kombinert med bruk av barnehage til jobb kombinert med annet barnepass, og en overgang fra heltidsarbeid til deltidsarbeid. I likhet med Knudsen finner Rønsen at mødre med 3-4 års høyere utdanning har hatt størst nedgang i sannsynligheten for å jobbe heltid, og at det spesielt gjelder dem som har undervisning som fagfelt. Deltid har relativt sett gått mest opp blant dem med høyest utdanning.

En tredje analyse som inngikk i den forskningsrådsbaserte evalueringen av kontantstøtten, er Håkonsen mfl. (2001). Utgangspunktet her er en modell som kan brukes til å beregne (simulere) effekten av kontantstøtten på lengre sikt. Mødres preferanser antas å ligge fast, og parametrene som inngår i modellen estimeres på grunnlag av dataene fra kontantstøtteundersøkelsen i 1998. Effekten av kontantstøtten simuleres deretter ved å endre de økonomiske rammebetingelsene (budsjettbetingelsen) i samsvar med det nye regelverket. Ifølge simuleringsresultatene forventes arbeidstilbudet fra mødre med barn i kontantstøtttealder å bli redusert med ca. 18 prosent eller omkring 10 000 årsverk på lang sikt. Det er spesielt heltidsarbeidet som går ned. Anslagene er imidlertid beheftet med stor usikkerhet, og resultatet vil bl.a. være avhengig av at markedene for både arbeid og barnetilsyn er tilstrekkelig fleksible til at mødre kan realisere den ønskede tilpasningen.

En nyere analyse som også baserer seg på de to kontantstøtteundersøkelsene i 1998 og 1999 er Naz (2004). Hun studerer yrkesdeltakelse og spesialisering blant par av gifte og samboende foreldre, der yrkesdeltakelse er målt som summen av mors og fars arbeidstid ("markedsintensitet"), og spesialisering er målt som differansen mellom mors og fars arbeidstid. Naz finner at par med barn i kontantstøtttealder reduserte sin totale arbeidsinnsats med 2,4 timer etter innføringen av kontantstøtten, mens spesialiseringen dem imellom økte med 3,3 timer. Redusert yrkesinnsats og økt spesialisering skyldes i sin helhet at mødres arbeidstid gikk ned, mens fedres arbeidstid var uendret.

2.2. Analyser basert på andre datakilder

Håkonsen et al. (2001) benytter også data fra de kvartalsvise arbeidskraftundersøkelsen (AKU) til å studere utviklingen i småbarnsmødres yrkesaktivitet fra 1. kvartal 1996 til 3. kvartal 2000, dvs. fra ca. 2 ½ år før til ca. to år etter at kontantstøtten ble innført. Fordelen med AKU er at det er en løpende undersøkelse med store utvalg. Ulempen er imidlertid at barns alder bare har vært oppgitt pr. utgangen av året, dvs. det har ikke vært opplysninger om fødselsdato eller måned. I praksis betyr det at en ikke har kjent barnets alder på intervjuetidspunktet, og at en dermed ikke vet om mødre som har ettåringer ifølge AKU tilhører kontantstøttegruppen eller ikke. På tilsvarende måte kan mødre som har treåringer ifølge AKU fremdeles ha hatt barn i kontantstøttealder da dataene ble samlet inn. Løsningen Håkonsen et al. valgte, var å bare ta med mødre med toåringer i kontantstøttegruppen og å utelate mødre med treåringer når en sammenligninger med mødre med eldre barn.

To ulike mål på arbeidstilbudet analyseres: (i) yrkesprosenten definert som andelen i arbeidsstyrken (sysselsatte pluss arbeidsledige) og (ii) utførte timeverk pr. uke. Utgangspunktet er en vanlig lineær regresjonsmodell som estimeres på grupperte tids-seriesedata (19 kvartaler og 13 mødregrupper etter yngste barns alder). Effekten av kontantstøtten modelleres ved en indikator som fanger opp om mødregruppen hadde rett til kontantstøtte i det aktuelle kvartalet, dvs. om kontantstøtten var innført og yngste barn var i kontantstøttealder (her: to år). Mødre med eldre barn (4-5 og 6-15 år) brukes som referanseramme for den underliggende trenden. På dette grunnlag beregner Håkonsen et al. at yrkesprosenten blant mødre med yngste barn i kontantstøttealder ble redusert med 5 prosentpoeng eller snaut 3 700 årsverk pr. år. I tillegg finner de en reduksjon på om lag 1 700 årsverk som skyldes at yrkesaktive mødre har redusert sin arbeidstid, men dette estimatet er ikke statistisk signifikant.

Schøne (2004a) bruker koblede data fra ulike administrative registre og følger også utviklingen til et par år etter at kontantstøtten ble innført. For å identifisere en kontantstøtteeffekt analyserer han endringen i arbeidstilbud fra 1997 til 2000 blant kvinner som fikk sitt yngste barn i 1998, og som dermed fikk rett til kontantstøtte i løpet av 1999, og sammenligner med tilsvarende endring fra 1994 til 1997 blant kvinner med yngste barn født i 1995, og som dermed ikke hadde rett til kontantstøtte. For å fange opp at den underliggende trenden på arbeidsmarkedet kan ha vært forskjellig i de to periodene bruker også Schøne mødre med eldre barn (3-5 år) som kontrollgruppe. Utviklingen i arbeidstilbudet belyses både ved utviklingen i yrkesdeltakelse og ved årlig arbeidstid.

I likhet med andre studier finner Schøne at kontantstøtten har ført til redusert arbeidstilbud fra mødre med barn i kontantstøttealder. Nedgangen i yrkesdeltakelse anslås til vel fire prosent og nedgangen i årlig arbeidstid blant de yrkesaktive til ca. tre prosent. Schøne utnytter også panelstrukturen i datamaterialet til å belyse om dette er en varig negativ effekt, eller om mødrene vender tilbake til arbeidet omtrent som før når kontantstøtteperioden er over (Schøne 2004b). Resultatene viser at effekten svekkes betraktelig over tid. Evaluert fra 1999 til 2001, dvs. fra året barnet fylte ett år til året det fylte tre, gikk effekten på yrkesdeltakelsen ned fra -7,9 til -1,4 prosentpoeng og effekten på årlig arbeidstid blant yrkesaktive ned fra ca. -6 til ca. -2 prosent. Dette kan tyde på langtidsvirkningen av kontantstøtten for den enkelte kvinne ikke er særlig stor, men et viktig forbehold er at analysen kun omfatter ettbarnsmødre. For kvinner som får to eller flere barn, kan det totale fraværet fra arbeidsmarkedet bli lengre. Det er derfor for tidlig å konkludere generelt med at kontantstøtten ikke har noen varige effekter på mødres videre yrkesdeltakelse.

Raskt oppsummert viser altså samtlige tidligere multivariate analyser at det på kort sikt var en viss negativ effekt av kontantstøtten på mødres arbeidstilbud. Effekten ser imidlertid ut til å ha vært forholdsvis moderat, i størrelsesordenen 4-5 prosent. Kort sikt betyr her alt fra noen få måneder til knappe to år etter at ordningen var fullt innført i januar 1999. Bortsett fra simuleringsanalysen til Håkonsen mfl. (2001), er det kun Schøne (2004b) som har studert noe mer langsiktige virkninger, men da kun de som gjelder for den enkelte kvinne. Det er en viktig side ved langtidsvirkningene, og her trengs det fortsatt oppfølgende analyser. I tillegg har vi manglet kunnskap om de mer langsiktige virkningene for arbeidsmarkedet generelt, dvs. hvilken påvirkning kontantstøtten har hatt på det totale arbeidstilbudet etter at ordningen har vart i noen år. Det vil denne rapporten gi nærmere svar på, men først skal vi se litt på det teoretiske utgangspunktet for analysene og presentere de empiriske modellene som er brukt i beregningene.

3. Teoretisk ramme, empirisk modell og strategi for effektevaluering

3.1. Teori

Vi skal her ta utgangspunkt i standard økonomisk teori, og ifølge denne vil en person tilpasse sitt arbeidstilbud slik at hun eller han maksimerer verdien av fritid og konsum innenfor en gitt budsjett- og tidsramme². For enkelthets skyld skal vi tenke oss at denne personen er en kvinne, men teorien gjelder i utgangspunktet begge kjønn. Fritid i denne sammenhengen er et vidt begrep som også omfatter slike ting som barnepass og annet husholdsarbeid. Den tiden som er igjen når den optimale "fritiden" er valgt, tilbys til arbeidsmarkedet. Noen vil da tilpasse seg slik at de ikke har timer igjen å tilby til arbeidsmarkedet og vil derfor velge å ikke jobbe.

Kontantstøtten representerer en ekstra inntekt som er uavhengig av egen arbeidsinnsats, såkalt arbeidsfri inntekt. Den ekstra inntekten vil gjøre det mulig å øke både fritid og konsum, og normalt vil det føre til økt etterspørsel etter begge goder. For mødre som bruker all sin tid til "fritid" og ikke arbeider, vil den ekstra inntekten fra kontantstøtten bety at insentivene til å ta lønnet arbeid blir enda mindre. For dem som allerede er yrkesaktive, vil resultatet være at de vil arbeide mindre eller kanskje slutte å arbeide helt.

Utbetalingen av kontantstøtte er imidlertid knyttet til bruken av barnehage. Dersom familien bruker barnehage på full tid, faller kontantstøtten helt bort, og dersom barnet går i barnehage på deltid, får familien delvis kontantstøtte³. Det gjør at reformen også har en effekt via preferansene for barneomsorg. Når en tar hensyn til at mødre kan velge mellom ulike typer barneomsorg, kan kontantstøtten betraktes som et subsidium til andre omsorgsformer enn barnehage. Reelt sett blir det da relativt dyrere å bruke barnehage og relativt billigere å passe barnet selv eller å velge andre omsorgsformer som f.eks. dagmamma eller praktikant. Dersom barnehage likevel foretrekkes, betyr det at nettoavkastningen av å jobbe blir mindre.

Siden nettoavkastningen av å jobbe er "prisen" på fritid, vil det si at fritid blir rimeligere relativt til konsum. Da vil moren ønske mer fritid og mindre konsum og dermed jobbe mindre. Dette er substitusjonseffekten av at kontantstøtten er knyttet direkte til bruken av barnehage.

Siden substitusjonseffekten og inntektseffekten begge er negative, er den entydige prediksjonen fra økonomisk teori at kontantstøtten vil redusere mødres arbeidstilbud. Hvor stor reduksjonen vil bli, kan imidlertid ikke teorien ikke si noe bestemt om. Det vil bl.a. avhenge av preferansene for fritid og konsum og for ulike typer barneomsorg, og der vil det kunne være stor individuell variasjon. Det kan også være skranke i markedene for arbeid og barneomsorg som gjør at mødre (og fedre) ikke får tilpasset seg slik de ønsker. Mangel på barnehageplass kan være en slik skranke, og det er heller ikke sikkert at det er mulig å få en jobb med den arbeidstiden som passer best. Særlig på kort sikt er det rimelig å tro at slike skranke kan gjøre det vanskelig å få til de ønskede endringene i tilpasning.

3.2. Empirisk modell

Når en skal studere arbeidstilbudet til mødre og fedre med barn i kontantstøttealder, er det viktig å ta hensyn til at mange som vanligvis er yrkesaktive, kan ha lønnet eller ulønnet permisjon, og spesielt gjelder det mødre. Det gjør at den faktiske yrkesinnsatsen vil være betydelige lavere enn tallet på yrkesaktive, for mengden av det arbeidet som utføres er et produkt av antallet som er i arbeid og gjennomsnittlig arbeidstid blant dem som jobber. Faktisk yrkesinnsats er av stor betydning for arbeidsmarkedet og samfunnet generelt, men for den enkeltes posisjon og fremtid på arbeidsmarkedet kan også det å ha en jobbtilknytning være viktig. Det har alle som vanligvis er yrkesaktive, selv om de midlertidig har permisjon. Valgalternativene mødre og fedre står over for er altså derfor enten å være i arbeid, å ha permisjon eller ikke å være yrkesaktive (dvs. ikke i arbeid eller permisjon). I tillegg velger de hvor mange timer de skal jobbe. For kvinner er dette som oftest et valg mellom heltid og deltid, mens alternativene for menn vanligvis er heltid eller

² En mer formell utlegning finnes f.eks. i Håkonsen mfl. (2001), og i Schöne (2004b) er tilpasningen fremstilt grafisk.

³ 20, 40, 60 eller 80 prosent av full sats som var kr. 3 657 pr. 1.1.2005.

enda lengre arbeidstid. Vi skiller derfor mellom følgende valgalternativer:

1. i arbeid heltid (mødre) / mer enn heltid (fedre)
2. i arbeid deltid (mødre) / vanlig hel- eller deltid (fedre)
3. i permisjon
4. ikke yrkesaktiv

Personer som har valgt alternativene 1-3 regnes alle som yrkesaktive. Siden dagens småbarnsforeldre som oftest er yrkesaktive før de får barn, vil valget mellom å være yrkesaktiv eller ikke (alternativene 1-3 vs. alternativ 4) normalt være tatt en stund før fødselen, mens valget mellom å ha permisjon eller ikke (alternativ 3 vs. alternativene 1-2) finner sted etter at barnet er født. Valget av arbeidstid (alternativ 1 vs. alternativ 2), skal vi anta tas helt til slutt. Tilpasningen til arbeidsmarkedet skjer altså trinnvis (sekvensielt). For å analysere disse valgene tar vi utgangspunkt i en sekvensiell logit-modell som kan spesifiseres som følger:

$$(1) \quad P_4 = \frac{1}{1 + \exp(X\beta_4)}$$

$$P_3 = (1 - P_4) \left(\frac{1}{1 + \exp(X\beta_3)} \right)$$

$$P_2 = (1 - P_4)(1 - P_3) \left(\frac{1}{1 + \exp(X\beta_2)} \right)$$

$$\text{og} \quad P_1 = (1 - P_4)(1 - P_3)(1 - P_2) \left(\frac{1}{1 + \exp(X\beta_1)} \right),$$

der P_j er den ubetingede sannsynligheten for å velge alternativ j ($j=1,2,3,4$) (se f.eks. Maddala 1983). Denne sannsynligheten antas videre å bli påvirket av ulike forklaringsvariable (individuelle kjennetegn osv.) representert ved vektoren X , og β er en vektor med ukjente parametre som skal estimeres.

I tillegg til å studere den individuelle tilpasningen gitt ved valgene over er det interessant å vite hva resultatet blir for mengden av det utførte arbeidet totalt sett, målt i f.eks. antall årsverk. Derfor har vi også estimert en modell der den avhengige variabelen er gjennomsnittlig arbeidstid pr. uke. Vi er da interessert i det forventede antall timer fra en vilkårlig mor eller far, og ikke bare fra dem som er i arbeid på et gitt tidspunkt. Siden vi ikke observerer den forventede arbeidstiden til dem som ikke er i arbeid, benytter vi en såkalt Tobit-modell, som tar hensyn til at gruppen som er i arbeid, ikke nødvendigvis er representative for dem som ikke er i arbeid. Formelt har vi modellen

$$(2) \quad H = 0 \text{ hvis } H^* \leq 0, \text{ og} \\ H = Z\delta + u \text{ hvis } H^* > 0.$$

der H er faktisk arbeidstid, H^* er den arbeidstiden som maksimerer morens eller farens nytte, Z er en vektor med forklaringsvariable, δ er en vektor med parametre, og u er et restledd med forventning null og standardavvik σ . Dette er en standard Tobit modell med venstresensurerte data, og δ -vektoren kan estimeres med en sannsynlighetsmaksimeringsmetode (se f.eks. Maddala 1983).

Modellene over kan belyse hvilken effekt kontantstøtten har på mødres yrkesdeltakelse og arbeidstid på et gitt kalendertidspunkt. Når vi skal studere hvilken effekt reformen har hatt for mødres yrkestilknytning over en lengre periode av livet, er tidsforløpet er en sentral variabel, og da er det naturlig å ta utgangspunkt i en forløpsmodell (hasardratemodell). Den avhengige variabelen i en slik modell er hasardraten, som tilnærmevis kan tolkes som sannsynligheten for å begynne å jobbe (igjen) på et bestemt tidspunkt (f.eks. i en bestemt måned) etter fødselen, gitt at en ikke har begynt å jobbe tidligere. Hendelsen som studeres er overgangen fra å være ute av aktivt arbeid (med eller uten permisjon) og til å begynne å jobbe (igjen). Formelt har vi modellen

$$(3) \quad h(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} P(t \leq T < t + \Delta t \mid T \geq t) / \Delta t$$

der $h(t)$ er hasardraten, t er tidsforløpet og $P(\cdot)$ er sannsynligheten for å begynne å jobbe i det lille intervallet mellom t og $t + \Delta t$. I ligning (3) betraktes tiden som en kontinuerlig variabel, men i virkeligheten måles den gjerne i kortere eller lengre tidsintervaller. I vårt datamateriale har vi opplysninger om barnets alder i måneder da moren begynte å jobbe. Derfor bruker vi en såkalt diskret hasardratemodell spesifisert som

$$(4) \quad \log(P_t / 1 - P_t) = \alpha_t + \beta X_t,$$

der P_t er den betingede sannsynligheten for at moren begynner å jobbe på tidspunkt t , α_t er en vektor med konstanter knyttet til selve tidsforløpet, og X er en vektor med forklaringsvariable med tilhørende parametervektor β . Forklaringsvariablene kan være faste eller tidsvarierende, dvs. de kan ligge fast over hele tidsforløpet eller de kan endre seg med tiden. Tidsforløpet vi undersøker starter ved barnets fødsel, og vi følger mødrene til de begynner å jobbe (igjen) eller til maksimalt tre år etter fødselen. Hvis intervju-tidspunktet er før dette, eller de får et nytt barn, slutter vi å følge dem på dette tidspunktet, dvs. de blir sensurert da.

3.3. Strategi for effektevaluering

Det neste spørsmålet er hvordan vi kan bruke disse modellene til å vurdere hvilken effekt kontantstøtten har hatt på arbeidstilbudet til mødre og fedre. For å gjøre det burde vi aller helst ha hatt en kontrollgruppe, dvs. en gruppe mødre og fedre som hadde barn i

tilsvarende alder i tilsvarende periode, men som ikke fikk rett til kontantstøtte. En slik gruppe eksisterer imidlertid ikke fordi ordningen ble innført samtidig for alle som hadde barn i gjeldende alder. I enkelte tidligere analyser er mødre med eldre barn brukt som kontrollgruppe i stedet (f.eks. Knudsen 2001, Håkonsen mfl. 2001 og Naz 2004). Denne tilnæringsmåten har imidlertid vært gjenstand for en del kritikk, fordi den forutsetter at utviklingen i yrkesatferd ville ha vært den samme blant mødre med yngre som med eldre barn, dersom kontantstøtten ikke hadde blitt innført. Det er ikke opplagt, og utviklingen i de to gruppene behøver heller ikke å ha vært uavhengig av hverandre. Hvis f.eks. etterspørselen etter barnehage og tilbudet av arbeid går ned blant mødre til de yngste barna, vil det bli lettere for mødre med eldre barn å få barnehageplass, samtidig som det blir økt etterspørsel etter deres arbeidskraft. Utviklingen i kontrollgruppen kan dermed i en viss grad bli direkte påvirket av det som skjer i "kontantstøttegruppen" (Baklien mfl. 2001).

En annen mulighet er å bruke en gruppe som hadde barn i kontantstøttealder i en periode da kontantstøtten ikke eksisterte, og se hvordan deres yrkesatferd endret seg med barnet alder. Dette er gjort i Schøne (2002, 2004a og 2004b). Han finner at den negative effekten på arbeidstilbudet blir mye sterkere når mødre med eldre barn benyttes som sammenligningsgruppe enn når mødre med barn i samme alder utgjør sammenligningsgruppen. Men det er heller ikke helt uproblematisk å bruke mødre med barn i samme alder fra en tidligere periode som kontrollgruppe, ettersom det også kan ha vært andre ting som har skjedd enn innføringen av kontantstøtten. Schøne korrigerer for dette ved å introdusere enda en kontrollgruppe og finner da at den negative effekten av kontantstøtten blir ytterligere dempet⁴.

De tre undersøkelsene som er utgangspunktet for våre tverrsnittsanalyser inkluderer også mødre og fedre med 3-6 åringer, så dette er en mulig kontrollgruppe også i vårt tilfelle, men vi kan ikke sammenligne utviklingen med mødre og fedre som hadde barn i kontantstøttealder i en periode da kontantstøtten ikke fantes, ettersom våre data ikke går lenger tilbake enn til 1998. For ikke å overestimere effekten av kontantstøtten har vi derfor valgt å ikke bruke gruppen med eldre barn som kontrollgruppe. I stedet forsøker vi å isolere effekten av

kontantstøtten ved å "rense" endringene i yrkesatferd for andre faktorer som også kan ha påvirket utviklingen. I praksis vil det si at vi inkluderer så mange relevante forklaringsfaktorer som mulig i de modellene vi har spesifisert over (likning 1 og 2). Når "alt annet" er likt, vil da endringen fra "før" til "etter" kunne tolkes som en kontantstøtteeffekt. Hvor godt dette estimatet er, vil avhenge av hvor godt vi klarer å kontrollere for andre faktorer. Det vil vi diskutere nærmere når vi kommer til konklusjonskapittelet.

I analysen av mødres yrkesforløp etter fødselen er det også med mødre som hadde barn som var eldre enn tre år på intervjuutidspunktet. Mange av dem hadde barn som var 1-2 år før kontantstøtten kom, og yrkesforløpet til disse mødre brukes derfor som sammenligningsgrunnlag for yrkesforløpet til mødre som hadde rett til kontantstøtte da deres barn var i samme alder. Det er imidlertid ikke helt uproblematisk å bruke data som er representative for et tverrsnitt av mødre med barn under skolealder til å studere deres tidligere livsløp. For eksempel vil mødre som var førstegangs fødende i 1993 bare være med i undersøkelsen i 2002 dersom de fikk et nytt barn senere på 1990-tallet (nærmere bestemt etter 1.1.1996). Flerbarnsmødre vil derfor i en viss grad være overrepresentert i analysen. Dersom de er mer familieorienterte enn andre mødre, ville de kanskje ha vært hjemme omtrent like lenge uansett kontantstøtte eller ikke og dermed bli mindre påvirket av reformen enn andre. Denne skjevheten vil da føre til at effekten av kontantstøtten blir underestimert. Hvis det derimot er først og fremst denne type mødre som har latt seg påvirke, vil estimatet kunne bli for høyt. Dette er det imidlertid vanskelig å si noe endelig om på bakgrunn av vårt datamateriale.

Siden tidligere analyser av nordiske mødres yrkesforløp etter fødselen har vist at fødselspermisjonsordningen i stor grad påvirker tidspunktet for tilbakegang til arbeid (Rønsen og Sundstrøm 2002), har vi begrenset analysen til fødsler i tidsrommet 1993-2002. I hele denne perioden har fødselspermisjonen vært 42 uker med full lønn eller 52 uker med 80% lønn, hvorav fire av ukene er har vært forbeholdt faren (fedrekvoten). Tidligere analyser viser også at førstegangsmødre går langt raskere tilbake til jobb enn mødre som har barn fra før. For å ta hensyn til det ulike tilbakevendingsmønsteret etter første og senere fødsler, betinger vi derfor også på fødselsrekkefølgen i analysen.

⁴ I det første alternativet der kontrollgruppen er mødre med eldre barn, sammenlignes forskjellen mellom mødre med eldre og yngre barn i perioden 1997-2000 (dvs. kontantstøtteperioden) med forskjellen mellom tilsvarende mødregrupper i perioden 1994-1997. I det andre alternativet der kontrollgruppen er mødre med barn i samme alder, sammenlignes forskjellen mellom mødre med yngre barn i hhv. 1997-2000 og 1994-1997 med forskjellen mellom mødre med eldre barn i de samme to periodene. Det endelige endringsmålet kalles et "Difference-in-differences-in-differences"-estimat (forskjell-i-forskjeller-i-forskjeller). Det fanger opp variasjon langs tre dimensjoner: i tid over barnets alder, mellom mødre med barn i ulik alder og mellom kalenderperioder (med og uten kontantstøtte).

4. Data og beskrivende statistikk

4.1. Datamaterialet

Analysen er som nevnt basert på tre likeartede spørreundersøkelser om barnefamiliers tilsynsordninger, yrkesdeltakelse og bruk av kontantstøtte fra henholdsvis våren (april/mai) 1998, 1999 og 2002. Undersøkelsen i 1998 var en postalundersøkelse, og spørreskjema ble sendt til et representativt utvalg av 3500 mødre med barn født etter 01.01.1992, dvs. i alderen null til 5-6 år. Det ble oppnådd svar fra 2436 mødre, en svarprosent på 70. Undersøkelsene i 1999 og 2002 ble gjennomført som telefonintervju. I 1999 ble alle mødre som var med i 1998-undersøkelsen og som fortsatt hadde barn under skolealder (født etter 01.01.1993) intervjuet på nytt, og i tillegg ble utvalget supplert med et utvalg av "nye" mødre som hadde fått barn etter 1998. Det endelige utvalget besto av 3872 mødre, og det ble oppnådd intervju med 86 prosent eller 3334 personer. Paneldelen (andelen som var med i både 1998 og 1999) utgjorde omtrent 60 prosent av nettoutvalget i 1999. I 2002 ble det trukket et helt nytt utvalg av mødre med barn født etter 01.01.1996. Bruttoutvalget besto av 3900 mødre, og 3176 ble intervjuet, dvs. svarprosenten var 81. Siden oppdragsgiver (Barne- og familiedepartementet) var spesielt interessert i familier med barn i kontantstøttealder, ble mødre med 1-2 år gamle barn overrepresentert i utvalget hvert år. Det er utarbeidet vektorer for å korrigere for ulik trekkssannsynlighet blant mødre med eldre og yngre barn. For nærmere dokumentasjon se Rønning (1998), Reppen og Rønning (1999) og Pettersen (2003).

Mødre er trekkenhet i undersøkelsene, men datamaterialet inneholder også noen opplysninger om fedre. I 1998 ble de samlet inn ved at mødre kunne krysse av for ektefelle/samboers situasjon i skjemaet de fikk tilsendt. Det vil si at det kun er indirekte opplysninger om fedre i 1998. I 1999 og 2002 ble fedre også intervjuet direkte, men i 1999 gjaldt det kun fedre med barn i kontantstøttealder. I tillegg er det indirekte opplysninger om fedre fra mødre med eldre barn. I 2002 var det direkte intervju med *alle* gifte og samboende fedre, også med dem uten barn i kontantstøttealder. Der det ikke var mulig å oppnå kontakt med far, svarte mor for far indirekte, men på et begrenset antall spør-

mål. Vedlegg A gir nærmere detaljer om datamaterialet og om opplysningene om fedre.

Tverrsnittsanalysene i denne rapporten er begrenset til mødre og fedre med barn i kontantstøttealder, dvs. de som hadde minst ett barn i alderen 1-2 år på intervju-tidspunktet. Når vi kombinerer alle undersøkelsene, får vi et utvalg på 4511 mødre - 1243 i 1998, 1694 i 1999 og 1574 i 2002. Dette inkluderer både gifte/samboende og enslige mødre. Andelen som er gifte eller samboende utgjør ca. 93 prosent eller 4186 mødre. Det vil si at vi i utgangspunktet har 4186 fedre, men på grunn av flere uoppgitte opplysninger om fedre, er det vanligvis noe færre fedre enn gifte og samboende mødre med i analysene⁵.

De retrospektive spørsmålene som forløpsanalysen er basert på, ble bare stilt i 2002 og bare til mødre. I denne analysen inngår også mødre som hadde eldre barn (3-6 år) på intervju-tidspunktet, men bare hvis deres første barn var født i 1993 eller senere (jf. kap. 3.3). Det ble spurt om yrkesdeltakelse både etter første fødsel (eldste barn) og etter andre fødsel (nest eldste barn), men ved nærmere inspeksjon av dataene viste det seg dessverre at mange hadde unnlatt å svare på spørsmålet om yrkesdeltakelse etter annen fødsel. Forløpsanalysen er derfor begrenset til kun førstegangsfødende.

4.2. Forklaringsvariable

Ifølge de teoretiske resonnementene i kapittel 3.1 vil sentrale forklaringsfaktorer i modellen være variable som gjenspeiler individenes preferanser og økonomiske variable som inngår i deres budsjettrestriksjon (lønn, arbeidsfri inntekt, pris på barneomsorg). Datamaterialet inneholder en del opplysninger om økonomiske variable, men de lar seg dessverre vanskelig bruke slik de er. For 1998 og 1999 er det f.eks. kun informasjonen om fjoråretes inntekt og ikke om lønnen på intervju-tidspunktet, som er den lønnsvariabelen vi

⁵ Også for mødre er det av og til manglende opplysninger om enten den avhengige eller de uavhengige variablene. Antall personer som inngår i analysene, er derfor noe lavere enn det totale antallet mødre og kan også variere litt fra modell til modell.

trenger til vår analyse⁶. For fedre er det også en god del manglende opplysninger om inntekt. Når det gjelder pris på barneomsorg, er det spurt om familiens kostnad til barnepass pr. måned i alle tre undersøkelsene, men den er av og til oppgitt som summen for flere ulike ordninger og av og til som summen for alle barn i familien. Dette blir også for upresist til å brukes direkte i modellen. Økonomiske variable mangler derfor i den empiriske modellen, noe som betyr at andre variable som er høyt korrelert med de utelatte variablene, vil fange opp noe av deres effekt.

To slike variable er egen *alder* og *utdanning*, som begge er positivt korrelert med lønn. I tillegg vil alder og utdanning kunne reflektere forskjeller i preferanser. Det kan f.eks. være rimelig å anta at eldre mødre med høy utdanning og lang erfaring vil være mer yrkesorientert enn yngre og lavt utdannede mødre. Siden både den indirekte effekten via lønnen og den mer direkte effekten via preferansene trekker i samme retning, er den klare hypotesen at alder og utdanning vil ha en positiv effekt på arbeidstilbudet. For *mødre* er både opplysningene om alder og utdanning hentet fra administrative registre. Alder er pr. utgangen av intervjuåret, og utdanning er pr. oktober året før. For *fedre* er det ikke informasjon om alder, og opplysningene om utdanning er spørreskjembasert i 1998 og 1999 og registerbasert i 2002.

Før kontantstøtten ble innført ble det hevdet at sektorer med relativt lav lønn og mye deltid ville oppleve en større reduksjon i mødres arbeidstilbud enn andre sektorer, og at spesielt helse- og sosialsektoren ville bli berørt. *Jobbsektor* er derfor en interessant variabel i vår sammenheng, men siden den først er kjent etter at beslutningen om å være yrkesaktiv er tatt, inngår den bare i de modellene som betinger på at moren er yrkesaktiv (trinn 2 og 3). I trinn 1 bruker vi i stedet en indikator som henger nøye sammen med jobbsektor, nemlig *utdanningsretning*. Denne variabelen er hentet fra de registerbaserte opplysningene om utdanning og finnes for mødre for alle år. Jobbsektor er inndelt i helse/sosial-, barnehage-, skole- og annen sektor, mens utdanningsretning er inndelt i lærerutdanning/pedagogikk; helse-, sosial og idrettsfag; samfunns- og juridiske fag og andre utdanningsretninger (se også vedleggstabell B3a). For fedre har vi ikke opplysning om utdanningsretning, fordi utdanningsopplysningene her kun er basert på spørreskjema. For fedre bruker vi heller ikke jobbsektor som variabel i trinn 2 og 3, fordi svært få er ansatt i helse/sosial, barnehage- og skolesektoren. For å kontrollere for ulik grad av fleksibilitet i jobben tar vi imidlertid i stedet med en indikator for om faren er ansatt i offentlig virksomhet eller ikke (*jobbvirksomhet*).

Et velkjent funn fra mange land er at mødres arbeidstilbud avtar med *antall barn* og stiger med alder på yngste barn. De tilsvarende sammenhengene for fedre er mindre kjent, men vi vil anta at fedres arbeidstilbud antakelig er mindre følsomt for variasjoner i antall og alder på barna. I våre analyser har alle et barn på 1-2 år, men de kan også ha yngre barn. Siden det å ha en 0-åring vil være svært avgjørende for om vedkommende (spesielt mor) har permisjon eller ikke, har vi tatt med en dummyvariabel for *barn under kontantstøttealder* i modellen. I tillegg inkluderer vi *alder på yngste kontantstøtteberettigede barn* målt i antall måneder, og for å fange opp at effekten antakelig ikke øker lineært med barnets alder, tar vi også med alder på barnet kvadrert.

Siden arbeidsfri inntekt (ektefelles/samboers inntekt, trygd etc.) ikke er med i modellen, vil *samlivsstatus* først og fremst fange opp ulike forsørgingsmuligheter. I motsetning til gifte og samboende mødre kan ikke enslige mødre regne med inntekten fra en partner, men i stedet har de rett til ulike stønader (overgangsstonad, stonad til barnetilsyn, utdanningsstonad etc.) som kan gjøre det mulig å ikke jobbe mens barna er små⁷. På grunn av at overgangsstonaden avkortes mot inntekt, blir avkastningen av å jobbe deltid ofte lav for enslige mødre. Deltid har derfor ikke vært like vanlig blant enslige som blant gifte og samboende mødre, og den totale yrkesprosenten har også vært lavere blant enslige mødre (Kjeldstad og Rønsen 2004). I modellen skiller vi mellom både enslige, gifte og samboende mødre. Grunnen til at vi skiller mellom de to siste gruppene, er at tidligere analyser har vist at samboende mødre har en sterkere yrkestilknytning enn gifte mødre (se f.eks. Ellingsæter og Rønsen 1996). Det kan skyldes sterkere preferanser for lønnet arbeid, f.eks. fordi felles forsørgelse ikke er lovpålagt samboere, og at de kanskje også derfor forventer dette i mindre grad, eller at samboende par er mer likestillingsorienterte i utgangspunktet.

Det er også velkjent at det er regionale forskjeller i yrkesdeltakelse. Det kan skyldes kulturelle ulikheter og mer og mindre tradisjonelle familieverdier, men det kan også skyldes variasjon i etterspørselen etter arbeidskraft og tilbudet på barnehageplasser. Sør-Vestlandet er f.eks. kjent for å ha nokså tradisjonelle familieverdier, og barnehagedekningen er også lav i denne regionen. Den høyeste barnehagedekningen finner vi i Oslo og Akershus og de to nordligste fylkene, Troms og Finnmark, og dette er også områder med mindre tradisjonelle familieverdier. Vi vil derfor forvente at spesielt mødre har en sterkere tilknytning til arbeidsmarkedet i disse områdene enn på Sør-Vestlandet. I modellen kontrollerer vi for slike forskjeller ved å ta med ulike dummyvariable for *region*. I tillegg tar vi med en variabel som fanger opp om moren har

⁶ En kunne ev. predikere timelønnen basert på fjorårets inntekt og arbeidstiden på intervjutidspunktet. Det vil nødvendigvis medføre en god del målefeil, siden fjorårets arbeidstid kan ha vært forskjellig fra den nåværende, og vi ikke vet om personen har jobbet hele fjoråret.

⁷ Overgangsstonad kan normalt mottas i inntil 3 år før barnet fyller 8 år.

innvandrerbakgrunn eller ikke⁸. Kun de som er første- eller annengenerasjons innvandrere uten norsk bakgrunn regnes med i denne gruppen, og de utgjør om lag 6 prosent av alle mødrene.

For å kontrollere for ulike *muligheter for barnehageplass* tar vi utgangspunkt i mødrenes svar på spørsmålet om hvordan de vurderer sjansene for å skaffe en heltids ev. deltids plass for hvert av barna i familien⁹. Svaralternativene var meget god, god, dårlig, meget dårlig og vet ikke, som i analysen er slått sammen til tre kategorier: god, dårlig og vet ikke/uoppgitt. Kriteriet for at barnehagemulighetene skal bli definert som gode, er forholdsvis strengt og krever at moren ikke anser mulighetene som dårlige for noen av barna. Gode barnehagemuligheter forventes å ha en positiv effekt på mødres arbeidstilbud.

Siden etterspørselen etter arbeidskraft svinger med konjunktorene, og etterspørselssiden er med på å bestemme den faktiske yrkesdeltakelsen blant mødre og fedre, er det viktig å ta hensyn til konjunkturutviklingen i den perioden vi analyserer. Fra offisiell statistikk vet vi at arbeidsledigheten var høyere i 2002 enn i 1998, og 1999 var året med den aller laveste ledighetsprosenten. For å kontrollere for ulik etterspørsel etter arbeidskraft det enkelte år har vi koplet på opplysninger om den *lokale arbeidsledighetsprosenten* i bostedskommunen i kvartalet før undersøkelsetidspunktet, dvs. i henholdsvis 1. kvartal 1998, 1999 og 2002. Jo høyere arbeidsledigheten i det lokale arbeidsmarkedet er, desto lavere vil vi forvente at mødres og fedres arbeidstilbud vil være.

For gifte og samboende mødre og fedre er det også viktig å kontrollere for kjennetegn ved partneren i analysen. *Ektefelles eller samboers utdanning* vil f.eks. være en god indikator for den potensielle inntekten partneren kan bidra med, og som utgjør en arbeidsfri inntekt i forhold til egen tilpasning. Ifølge økonomisk teori er effekten av arbeidsfri inntekt normalt negativ, og vi forventer derfor at arbeidstilbudet avtar med partners høyere utdanning når alt annet er likt, i hvert fall for mødre¹⁰. I analysene av gifte og samboende mødre og fedre inngår derfor både egen og partners utdanning (utdanningsvariablene er beskrevet nærmere over).

Det kan også være rimelig å forvente at ektefellers og samboeres arbeidsmarkedstilpasning ikke skjer helt uavhengig av hverandre. For å ta hensyn til slik

avhengighet burde en ideelt sett ha analysert paret under ett og modellert deres felles tilpasning simultant. En slik analyse ligger imidlertid utenfor rammene til dette prosjektet. Vi analyserer i stedet mødres og fedres tilpasning hver for seg og tar deres ektefelles eller samboers tilpasning for gitt. I praksis betyr det at vi tar med ulike indikatorer for partnerens yrkessituasjon som forklaringsvariable i modellen. Vi kontrollerer bl.a. for om *ektefelle eller samboer er yrkesaktiv*, og hvis han eller hun er det, tar vi også med *ektefelle/samboers arbeidstid* og *ektefelles/samboers arbeidstidsordning*. Til slutt tar vi med *ektefelles/samboers jobbsektor* (modell for fedre) eller *ektefelles/samboers jobbvirksomhet* (modell for mødre). Sektor og virksomhet er nærmere beskrevet over (se også vedleggstabell B3b-c). Siden arbeidstid og andre egenskaper ved jobben bare er kjent for dem som er yrkesaktive, inngår disse variablene kun i samspill med indikatoren for yrkesaktivitet.

Forløpsanalysen av mødres tilbakegang til arbeidet etter første fødsel inneholder stort sett de samme forklaringsvariablene som tverrsnittsanalysene, men barnets alder tilsvarer her forløpets *varighet*, som regnes i måneder siden fødselen. I modellen har vi gruppert varigheten i intervaller som fremgår av tabell 5.5. Variabelen oppdateres med forløpstiden og er derfor en tidsvarierende variabel. Andre variable som endrer seg over tid, som samlivsstatus, bostedsregion og lokal arbeidsledighet, inngår også som tidsvarierende kovariater i modellen. Utdanningsnivå og -retning er også i prinsippet tidsvarierende kovariater, men siden de endrer seg relativt lite etter at kvinner får barn, lar vi disse variablene inngå som faste kovariater med den verdien de hadde ved første fødsel. Innvandrerstatus derimot endres ikke over tid og er en reell fast bakgrunnsvariabel.

For å finne verdien på de tidsvarierende kovariatene og på variable som er målt ved første fødsel trenger vi tidsserier med historiske opplysninger om disse variablene. Dem har vi hentet fra ulike registerdatabaser og koblet til intervjudataene¹¹. Derfra har vi også hentet opplysninger om to variable som ikke er med i tverrsnittsanalysene, nemlig *erfaring ved første fødsel* og om vedkommende var *under utdanning* eller ikke. Erfaring inngår som en fast variabel og er definert som antall år med pensjonsgivende inntekt (antall poengår) ved første fødsel. Den forteller hvor mange år moren har jobbet, men sier ikke noe om hvor mye hun har jobbet hvert år. Utdanningsaktivitet er en tidsvarierende dummyvariabel som er lik 1 hvis moren var under utdanning i en bestemt måned i tidsforløpet og null ellers.

Som i tverrsnittsanalysene bruker vi en indikator for om kontantstøtten var innført eller ikke for å fange opp effekten av reformen. Siden ordningen først var fullt innført i januar 1999 da også to-åringene fikk rett til

⁸ Opplysningen om innvandrerbakgrunn er koplet på fra administrative registre og finnes bare for mødre.

⁹ Dette spørsmålet gikk til alle mødre uansett om de hadde barn i barnehage eller ikke og gjaldt hvordan de helt generelt vurderte mulighetene for en barnehageplass. Fedre fikk ikke tilsvarende spørsmål.

¹⁰ En rekke empiriske studier bekrefter at ektefelles inntekt har en negativ effekt på gifte mødres arbeidstilbud (for en oppsummering se f.eks. Kornstad og Thoresen 2002). Når det gjelder fedres arbeidstilbud, finnes det svært få empiriske studier å trekke på.

¹¹ Forløpsdatabasen FD-Trygd og undanningsdatabasen NUDB.

støtte, lar vi årene 1993-1998 representere situasjonen uten kontantstøtte og årene 1999-2002 situasjonen med kontantstøtte. Rent praktisk inkluderer vi en tidsvarierende dummyvariabel som er lik 1 hvis kontantstøtten var innført i den aktuelle måneden i forløpet og null ellers.

4.3. Beskrivende statistikk

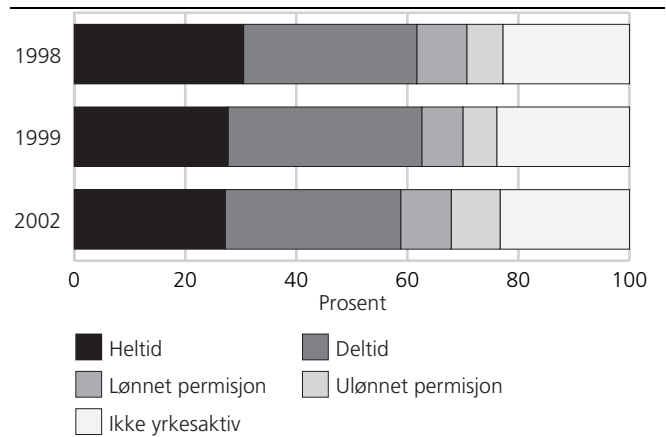
Før vi går til modellresultatene skal vi for oversiktens skyld se hvordan mødres og fedres yrkesdeltakelse utviklet seg i analyseperioden, dvs. fra våren 1998 til våren 2002 (figur 4.1-4.3 og vedleggstabell B1). Figurene viser at yrkesdeltakelsen definert som andelen som vanligvis har lønnet arbeid, har vært svært stabil i perioden, både blant mødre og fedre. Blant samtlige mødre lå den på 76-77 prosent, blant gifte/samboende mødre var den et par prosentpoeng høyere og blant fedre var yrkesandelen på hele 96-97 prosent.

Noe mer bevegelse ser det ut til å ha vært i andelene som er i arbeid, som har falt fra 62-63 prosent i 1998 og 1999 til 59 prosent i 2002 regnet i prosent av alle mødre. Trenden er den samme for gifte/samboende mødre, men det mest interessante er kanskje at det også ser ut til å ha vært en liten nedgang blant fedre fra 95 prosent i 1998 og 1999 til 93 prosent i 2002. Når yrkesprosenten er stabil og andelen som er i arbeid går ned, betyr det at andelen som har permisjon har økt. Av vedleggstabell B1 ser vi at andelen på permisjon har økt med drøye to prosentpoeng blant mødre og vel ett prosentpoeng blant fedre. Dette er innenfor feilmarginene i en slik undersøkelse og er dermed ikke signifikant i statistisk forstand, men vi tar det med som et interessant utgangspunkt for den videre analysen. Når det gjelder mødre, ser vi at mesteparten av økningen i permisjonsbruken har vært ulønnet permisjon, mens det blant fedre for det meste har vært betalt permisjon. For både mødre og fedre inntraff økningen først etter 1999, så dette er noe som først har skjedd på litt lengre sikt.

Blant mødre har det også vært en viss forskyvning fra heltids til deltidsarbeid, men den største endringen her skjedde fra 1998 til 1999¹². Målt som gjennomsnittlig arbeidstid pr. uke blant dem som arbeider, var det en nedgang på en time fra 1998 til 2002 (vedleggstabell B1). Blant fedre har det vært en enda større forskyvning i arbeidstid. I 1998 hadde 36 prosent av alle fedre en arbeidsuke på mer enn 40 timer (lang heltid), men i 2002 var denne andelen redusert til 30 prosent. Gjennomsnittlig arbeidstid pr. uke blant dem som arbeidet gikk imidlertid ned med bare en knapp halvtime. Det skyldes at den gjennomsnittlige arbeidstiden blant fedre som jobbet 40 timer eller mindre (vanlig heltid eller deltid) gikk opp i samme periode, og siden denne

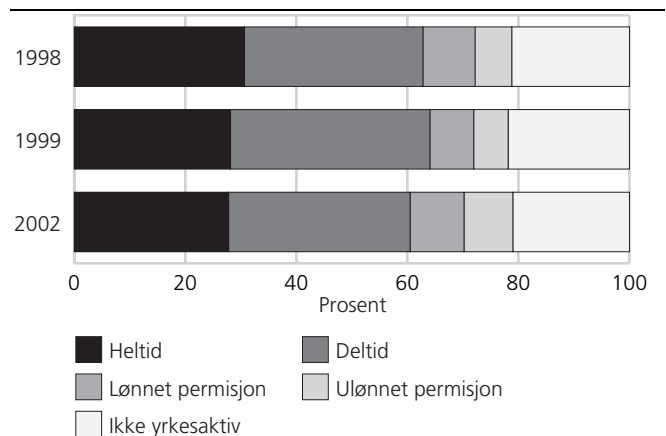
gruppen er størst, veier det opp for den lavere andelen med svært lang arbeidstid¹³.

Figur 4.1. Yrkesdeltakelse blant alle mødre med barn i kontantstøttealder (1-2 år)



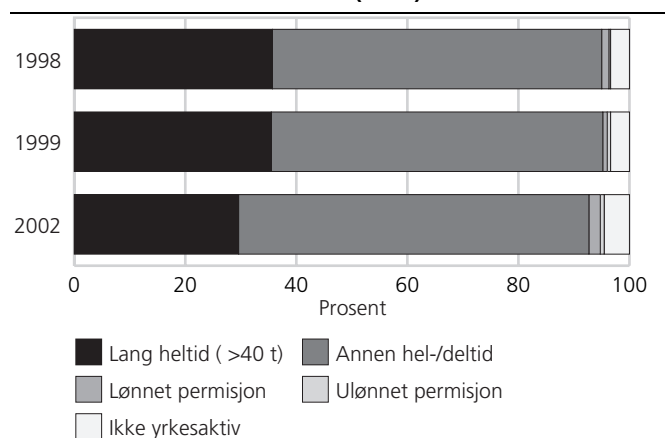
Kilde: Vedleggstabell B1.

Figur 4.2. Yrkesdeltakelse blant gifte og samboende mødre med barn i kontantstøttealder (1-2 år)



Kilde: Vedleggstabell B1.

Figur 4.3. Yrkesdeltakelse blant gifte og samboende fedre med barn i kontantstøttealder (1-2 år)



Kilde: Vedleggstabell B1.

¹² Deltid omfatter her alle som jobbet 1-36 timer per uke, med unntak av personer som jobbet 32-36 timer og som oppga at dette var heltid. Disse inngår i gruppen med heltid sammen med dem som jobbet 37 timer eller mer.

¹³ Dette fremgår ikke av tabellen, men er konstatert ved nærmere undersøkelse.

Beskrivende statistikk for de avhengige variablene i den sekvensielle logit-modellen som er brukt i analysene, finnes i vedleggstabell B2. Der er andelene i trinn 2 og 3 ikke beregnet av *alle*, men av dem som har foretatt et bestemt valg i forrige trinn. Andelen som er i arbeid er f.eks. regnet i prosent av dem som allerede er sysselsatt, mens andelen som har en bestemt arbeidstid (heltid vs. deltid for mødre og lang heltid vs. vanlig hel- eller deltid for fedre), er regnet i prosent av dem som allerede er i arbeid. Bildet av endringene over tid er imidlertid noenlunde det samme som det vi så i figur 4.1, men nivået på andelene blir annerledes. Vi skal derfor ikke kommentere vedleggstabell B2 ytterligere, men bare henlede oppmerksomheten på den siste raden for hver av gruppene i tabellen. Det er den avhenge variabelen i vår Tobit-modell (se avsnitt 3.2) og viser gjennomsnittlig arbeidstid pr. uke for alle, uansett om de er i arbeid eller ikke. Arbeidstiden til dem som ikke jobber, er da satt lik null. Beregnet på denne måten får vi en nedgang i gjennomsnittlig arbeidstid pr. uke på 1,4 timer for alle mødre og 1,3 timer for fedre fra 1998 til 2002, som er litt mer enn det vi får når vi sammenligner gjennomsnittet for dem som er i jobb (se vedleggstabell B1).

Beskrivende statistikk for de uavhengige variablene i modellen finnes i vedleggstabellene B3a-c. Der går det også klarere frem hvordan variablene er definert, og hvilken gruppe som er referansegruppe i de kategoriske variablene.

5. Resultater

Beskrivende statistikk er nyttig for å se hvordan mødres og fedres yrkesdeltakelse har utviklet fra før kontantstøtten kom til noen år etter, men det blir for enkelt å tolke endringer eller mangel på endringer som effekter eller manglende sådanne av kontantstøtten. Utviklingen kan også skyldes andre ting, dvs. alt annet er ikke likt. Vi må f.eks. regne med at utvalget av mødre ikke vil være likt hvert år. Det kan både skyldes tilfeldigheter ved trekkingen, og at trekkegrunnet, dvs. populasjonen av mødre med barn i kontantstøttealder, har endret seg. Fordi mødre stadig er eldre når de får barn, og fordi deres utdanningsnivå stadig øker, vil f.eks. både alder og utdanningsnivå typisk være høyere i 2002 enn i 1998 (jf. vedleggstabell B3a). Begge deler vil i seg selv føre til økt yrkesaktivitet og vil dermed kunne tilsløre en eventuell utvikling i motsatt retning som følge av kontantstøtten. I den multivariate analysen forsøker vi å kontrollere for at "alt annet" ikke er likt ved å inkludere en rekke andre påvirkningsfaktorer i modellen. Formålet er å isolere effekten av kontantstøtten, dvs. å kunne si noe om hva utviklingen ville ha vært dersom kontantstøtten *ikke* hadde blitt innført. Nedenfor skal vi se nærmere på hva disse analysene viser.

5.1. Tverrsnittsanalyser av mødres arbeidstilbud¹⁴

Resultatene fra den sekvensielle logitmodellen fremgår av tabell 5.1 for alle mødre og tabell 5.2 for gifte og samboende mødre. Vi skal her konsentrere oss om resultatene som gjelder alle mødre, siden det er viktig for totalbildet. Underutvalget av gifte og samboende mødre er først og fremst med som et sammenligningsgrunnlag for fedre, som alle er gifte og samboende i vårt datamateriale. Resultatene for fedre kommer vi tilbake til i neste avsnitt. Et rask sammenligning av tabellene 5.1 og 5.2 viser for øvrig at resultatene for alle mødre og gifte/samboende mødre er nokså like, og det er heller ikke så rart ettersom gifte/samboende

utgjør mer enn nitti prosent av alle mødrene i data-materialet (se vedleggstabell B3a).

La oss så gå rett til estimatene for variabelen *år* som fanger opp endringen fra 1998 til henholdsvis 1999 og 2002 når alle andre faktorer holdes konstante. Dette er vårt estimat for effekten av kontantstøtten. Året 1998, som representerer situasjonen før kontantstøtten ble innført, er referanseåret. Det betyr at estimatene for 1999 og 2002 gir uttrykk for endringen i forhold til 1998. Estimaten er oppgitt som oddskvoter. En oddskvotest sier noe om den relative sannsynligheten for å ta et bestemt valg. Når oddskvoten er større enn én, betyr det at sannsynligheten er større enn i referansekategori, og motsatt, hvis oddskvoten er mindre enn én, er sannsynligheten mindre¹⁵.

Av den første kolonnen i tabell 5.1 ser vi at oddskvotene for 1999 og 2002 begge er mindre enn én og tallverdiene er nokså like, men det er bare den siste som er signifikant ut fra vanlige kriterier (5% signifikansnivå). Vi kan derfor slå fast at kontantstøtten har redusert sannsynligheten for at småbarnsmødre er yrkesaktive, spesielt på lengre sikt. Den andre kolonnen viser oddskvoten for å være i arbeid versus ikke i arbeid (dvs. i arbeid vs. i permisjon), gitt at moren er yrkesaktiv i utgangspunktet. Igjen er koeffisienten klart mindre enn én for 2002, mens koeffisienten for 1999 er langt fra signifikant. Kontantstøtten har altså ikke påvirket permisjonsbruken på kort sikt, men på lengre sikt har den ført til en klar nedgang i tilbøyeligheten til å være i arbeid, eller sagt på en annen måte, en klar økning i tilbøyeligheten til å ha permisjon. Den siste kolonnen i tabell 5.1 viser oddskvoten for å jobbe heltid versus deltid, gitt at moren har valgt å være i arbeid. Her er koeffisienten for 1999 klart lavere enn én, mens estimatet for 2002 ikke er signifikant. På kort sikt førte altså kontantstøtten til en nedgang i sann-

¹⁴ Hovedkonklusjoner fra denne analysen er tidligere publisert i Rønsen (2004). Her gir vi en fyldigere omtale av resultatene og viser også estimatene fra den fullstendige i modellen. I tallene som ble publisert tidligere hadde vi heller ikke kontrollert for arbeidsledigheten i kommunen. Det er gjort i tallene som presenteres her, men selv om estimatene blir litt forskjellige (som oftest helt ubetydelig), påvirker det ikke hovedkonklusjonene.

¹⁵ Oddskvoten fås ved å dividere to odds med hverandre. Oddsene er igjen lik sannsynligheten for å gjøre et bestemt valg delt på sannsynligheten for ikke å gjøre det valget. Tallverdien på oddskvoten har for øvrig ingen direkte tolkning, men når valget vi studerer er ganske vanlig, kan den tilnærmedesvis tolkes som relativ risiko. Referansegruppen har alltid oddskvotest lik 1. Av plasshensyn har vi ikke tatt med referansekategoriene i tabellen.

synligheten for å jobbe heltid blant dem som var i arbeid, men på lengre sikt finner vi ikke ingen slik effekt.

For å få et bedre inntrykk av hva disse endringene betyr for hvor mye arbeid som ble utført, går vi til estimatene for gjennomsnittlig arbeidstid pr. uke basert på Tobitmodellen i tabell 5.4. Første kolonne viser estimatene for *alle* mødre. For hele mødregruppen under ett finner vi en nedgang i gjennomsnittlig arbeidstid pr. uke på 2,4 timer i 1999 og ca. 3 ¾ time i 2002. Begge resultater er klart signifikante, og på lang sikt må virkningene sies å være ganske betydelige. Dersom vi tar utgangspunkt i en gjennomsnittlig ukentlig arbeidstid i denne gruppen på 19 timer, som den var før kontantstøttereformen (jf. vedleggstabell B2), utgjør nedgangen på 3 ¾ time nesten 20 prosent eller omtrent 11 000 årsverk¹⁶. Dette stemmer godt med Håkonsen mfl. (2001) som i sin simulering av langtids-

virkningene anslo at nedgangen kunne bli på ca. 18 prosent eller om lag 10 000 årsverk (se kap. 2.1).

Kort oppsummert bekrefter altså analysen at det har vært en klar nedgang i mødres arbeidstilbud fra 1998 til 2002, men på kort sikt, dvs. i 1999, kom det hovedsakelig til uttrykk ved at de som var i jobb, i mindre grad jobbet heltid. På lengre sikt (i 2002) var det ingen tilsvarende nedgang i arbeidstid, men derimot en signifikant nedgang både i sannsynligheten for å være yrkesaktiv og i sannsynligheten for at de yrkesaktive var i jobb. På kort sikt kan det derfor se ut til at kontantstøtten først og fremst påvirket tilpasningen av arbeidstid, dvs. det skjedde justeringer innenfor en allerede etablert yrkestilknytning. Virkningen på lengre sikt ser derimot ut til å ha gått mer på selve yrkestilknytningen, idet flere mødre hadde tilpasset seg endrede rammebetingelser ved å trekke seg helt ut av arbeidsstyrken eller ved å ta permisjon.

Tabell 5.1. Yrkestilpasning blant alle mødre med barn i kontantstøttealder. Sekvensiell logit modell. Oddskvoter¹ (95% konfidensintervall i parentes)

Variabel ²	Valg I: Yrkesaktiv vs. ikke yrkesaktiv	Valg II: I arbeid vs. ikke i arbeid	Valg III: Heltid vs. deltid
År:			
1999	0,83 (0,68-1,01)	0,91 (0,68-1,20)	0,79 (0,64-0,96)
2002	0,81 (0,66-0,99)	0,54 (0,41-0,72)	0,85 (0,69-1,05)
Alder	1,77 (1,54-2,03)	0,80 (0,63-1,02)	1,09 (0,92-1,30)
Alder kvadrert	0,92 (0,90-0,94)	1,03 (0,99-1,06)	0,99 (0,96-1,01)
Utdanningsnivå:			
Videregående	1,13 (0,87-1,48)	0,81 (0,50-1,34)	0,78 (0,55-1,11)
Univ/høyskole, lavere nivå	2,75 (1,99-3,81)	0,82 (0,50-1,36)	1,44 (0,99-2,07)
Univ/høyskole, høyere nivå	6,22 (3,40-11,37)	2,19 (1,10-4,35)	2,73 (1,70-4,39)
Utdanningsretning:			
Lærerutd./pedagogikk	1,06 (0,77-1,46)		
Helse-, sosial og idrettsfag	2,90 (2,19-3,85)		
Samfunns- og juridiske fag	1,21 (1,003-1,46)		
Jobbsektor:			
Helse- og sosial		0,70 (0,55-0,90)	0,35 (0,28-0,42)
Barnehage		0,42 (0,29-0,61)	1,22 (0,89-1,68)
Skole		0,63 (0,44-0,92)	0,73 (0,55-0,98)
Antall barn			
2	0,72 (0,61-0,85)	0,88 (0,70-1,11)	0,70 (0,59-0,83)
3 eller flere	0,32 (0,23-0,45)	0,91 (0,54-1,53)	0,45 (0,27-0,76)
Barn under kontantstøttealder ³	1,19 (0,89-1,59)	0,004 (0,002-0,007)	1,13 (0,41-3,06)
Alder yngste kontantstøttebarn	0,94 (0,87-1,02)	1,45 (1,30-1,62)	0,98 (0,89-1,07)
Alder yngste kont.st.barn kvadrert	1,01 (0,996-1,03)	0,94 (0,92-0,97)	1,004 (0,99-1,02)
Samlivsstatus			
Gift	2,39 (1,83-3,14)	1,50 (0,93-2,41)	0,81 (0,55-1,19)
Samboer	3,08 (2,33-4,08)	2,03 (1,24-3,33)	0,83 (0,56-1,23)
Region			
Resten av Østlandet	1,28 (1,01-1,63)	1,10 (0,79-1,55)	0,42 (0,32-0,54)
Sør-/Vestlandet	1,04 (0,84-1,29)	0,79 (0,58-1,07)	0,49 (0,39-0,63)
Trøndelag	1,77 (1,28-2,47)	1,26 (0,80-1,98)	0,36 (0,26-0,50)
Nord-Norge	1,48 (1,07-2,04)	1,12 (0,71-1,77)	0,90 (0,64-1,25)
Innvandrerbakgrunn ³	0,53 (0,39-0,71)	0,70 (0,43-1,12)	1,47 (0,97-2,22)
Barnehagemuligheter			
God	1,23 (1,05-1,44)	0,99 (0,79-1,23)	1,004 (0,85-1,19)
Uoppgitt/vet ikke	0,74 (0,54-1,03)	0,57 (0,35-0,93)	0,69 (0,45-1,07)
Lokal arbeidsledighetsprosent	0,84 (0,77-0,91)	1,07 (0,95-1,20)	1,19 (1,08-1,31)
Likelihood Ratio	657,60	1 118,91	344,49
DF	25	25	25
Antall personer	4 498	3 446	2 739
	(alle)	(yrkesaktive)	(i arbeid)

¹ Uthevet koeffisient: signifikant på 5 % nivå. Koeffisient i kursiv: signifikant på 10 % nivå. ²Referansegruppen til kategoriske variable fremgår av vedleggstabell B3a. ³Ja=1

¹⁶ Estimater tar utgangspunkt i et anslag på 110 000 mødre i gruppen, 48 arbeidsuker i året og 1800 timer pr. årsverk.

Tabell 5.2. Yrkestilpasning blant gifte og samboende mødre med barn i kontantstøttealder. Sekvensiell logit modell. Oddskvoter¹ (95% konfidensintervall i parentes)

Variabel ²	Valg I: Yrkesaktiv vs. ikke yrkesaktiv	Valg II: I arbeid vs. ikke i arbeid	Valg III: Heltid vs. deltid
År:			
1999	0,82 (0,67-1,00)	0,88 (0,66-1,19)	0,76 (0,62-0,94)
2002	0,80 (0,64-0,995)	0,51 (0,38-0,68)	0,77 (0,61-0,96)
Alder	1,66 (1,43-1,93)	0,78 (0,61-1,02)	1,10 (0,92-1,32)
Alder kvadrert	0,93 (0,91-0,95)	1,03 (0,99-1,07)	0,98 (0,96-1,01)
Utdanningsnivå:			
Videregående	1,12 (0,83-1,50)	0,77 (0,45-1,31)	0,80 (0,55-1,16)
Univ/høyskole, lavere nivå	2,70 (1,89-3,85)	0,78 (0,45-1,35)	1,47 (0,99-2,19)
Univ/høyskole, høyere nivå	7,01 (3,67-13,40)	2,15 (1,02-4,50)	3,07 (1,83-5,14)
Utdanningsretning:			
Lærerutd./pedagogikk	1,03 (0,74-1,44)		
Helse-, sosial og idrettsfag	3,11 (2,28-4,25)		
Samfunns- og juridiske fag	1,20 (0,99-1,47)		
Jobbsektor:			
Helse- og sosial		0,68 (0,53-0,88)	0,34 (0,27-0,41)
Barnehage		0,42 (0,29-0,63)	1,26 (0,91-1,76)
Skole		0,65 (0,44-0,95)	0,74 (0,54-1,01)
Antall barn:			
2	0,74 (0,62-0,89)	0,88 (0,70-1,12)	0,72 (0,60-0,86)
3 eller flere	0,33 (0,24-0,47)	0,95 (0,55-1,64)	0,44 (0,25-0,77)
Barn under kontantstøttealder ³	1,20 (0,88-1,62)	0,004 (0,002-0,007)	1,05 (0,38-2,88)
Alder yngste kontantstøttebarn	0,96 (0,88-1,05)	1,47 (1,31-1,65)	0,98 (0,90-1,08)
Alder yngste kont.st.barn kvadrert	1,01 (0,99-1,03)	0,94 (0,92-0,96)	1,003 (0,98-1,02)
Samlivsstatus:			
Samboer	1,26 (1,05-1,52)	1,37 (1,07-1,76)	1,05 (0,87-1,26)
Region:			
Resten av Østlandet	1,23 (0,95-1,59)	1,10 (0,77-1,57)	0,40 (0,31-0,53)
Sør-/Vestlandet	1,03 (0,82-1,31)	0,82 (0,59-1,13)	0,47 (0,36-0,60)
Trøndelag	1,76 (1,23-2,51)	1,18 (0,74-1,88)	0,33 (0,23-0,47)
Nord-Norge	1,38 (0,96-1,96)	1,06 (0,65-1,72)	0,89 (0,62-1,27)
Innvandrerbakgrunn ³	0,57 (0,42-0,79)	0,69 (0,42-1,15)	1,58 (1,03-2,44)
Barnehagemuligheter:			
God	1,27 (1,07-1,51)	0,99 (0,78-1,24)	1,03 (0,86-1,23)
Uoppgitt/vet ikke	0,67 (0,48-0,94)	0,51 (0,31-0,85)	0,65 (0,41-1,03)
Lokal arbeidsledighetsprosent	0,84 (0,77-0,92)	1,06 (0,94-1,20)	1,20 (1,09-1,33)
Ektefelles/samboers utdanning:			
Videregående	1,02 (0,80-1,30)	1,56 (1,09-2,23)	1,50 (1,13-1,98)
Univ/høyskole, lavere nivå	0,97 (0,72-1,30)	1,07 (0,71-1,59)	1,56 (1,13-2,16)
Univ/høyskole, høyere nivå	0,74 (0,54-1,01)	1,14 (0,74-1,78)	1,18 (0,83-1,68)
Ektefelle/samboer yrkesaktiv ³	1,42 (0,84-2,39)	1,29 (0,51-3,27)	0,49 (0,26-0,92)
Ektefelles/samboers arbeidstid	0,997 (0,99-1,01)	0,98 (0,97-0,995)	0,995 (0,99-1,01)
Ektefelle/samboer jobber vanlig dagtid ³	1,29 (1,08-1,54)	0,90 (0,70-1,17)	1,23 (1,02-1,50)
Ektefelle/samboer ansatt i offentlig virksomhet ³	1,14 (0,93-1,40)	1,12 (0,86-1,47)	1,12 (0,91-1,38)
Likelihood Ratio	468,35	1 094,10	358,63
DF	31	31	31
Antall personer	4 092 (alle)	3 224 (yrkesaktive)	2 560 (i arbeid)

¹Utøvet koeffisient: signifikant på 5 % nivå. Koeffisient i kursiv: signifikant på 10 % nivå. ²Referansegruppen til kategoriske variable fremgår av vedleggstabell B3b. ³Ja=1.

De andre variablene som inngår i modellen er først og fremst kontrollvariable, og vi skal kun knytte noen få kommentarer til disse variablene. Vi konstaterer først og fremst at effektene er omtrent som forventet. Alder og utdanning har en positiv effekt på yrkesdeltakelsen, antall barn har en negativ effekt, mens alderen på barna først og fremst virker positivt på sannsynligheten for å være i arbeid. Mødre som har tatt utdanning innen helse- og sosialfag eller samfunns- og juridiske fag er mer tilbøyelige til å være yrkesaktive enn mødre med andre fagkretser, men de som er yrkesaktive og som jobber innen helse- og sosialsektoren har en mindre sannsynlighet for å være i arbeid. Det samme gjelder for øvrig også mødre som jobber i barnehage- og skolesektoren. Gitt at de er i arbeid, har både mødre innen helse- og sosial- og skolesektoren en lavere sannsynlighet for å jobbe heltid enn mødre i andre sektorer, men det gjelder ikke dem som jobber i barnehagesektoren.

Vi legger også merke til at både gifte og samboende mødre har en større sannsynlighet for å være yrkesaktive enn enslige mødre, og for samboere som er yrkesaktive, gjelder det også sannsynligheten for å være i arbeid. Med hensyn til regionale forskjeller har mødre i Oslo og Akershus, som er referansegruppen, generelt en lavere sannsynlighet for å være yrkesaktive enn mødre i andre landsdeler, bortsett fra på Sør-/Vestlandet. Til gjengjeld er mødre i Oslo og Akershus mer tilbøyelige til å jobbe heltid når de er i arbeid, bortsett fra sammenlignet med mødre i Nord-Norge. Innvandrerbakgrunn virker negativt på sannsynligheten for å være yrkesaktiv, men hvis mødre med innvandrerbakgrunn først er i arbeid, tyder resultatene på at de er mer tilbøyelige til å jobbe heltid enn mødre uten innvandrerbakgrunn (spesielt blant gifte el. samboere - se tabell 5.2).

Gode muligheter for å få barnehageplass virker positivt på sannsynligheten for å være yrkesaktiv, men har ingen betydning for at yrkesaktive er i jobb, eller for at de som er i arbeid, jobber heltid. Generelt ser ut til å være en negativ sammenheng mellom det å ikke ha noen oppfatning eller ikke å ha svart på spørsmålet om barnehagemuligheter og yrkestilknytningen. Hvorfor det er slik, er ikke godt å si, men en mulig forklaring kan være at gruppen som ikke vet eller ikke har svart, i utgangspunktet er mindre orientert mot arbeidsmarkedet enn andre mødre. Høyere arbeidsledighet i bostedskommunen virker som forventet negativt på arbeidstilbudet ved at den reduserer sannsynligheten for at mødre er yrkesaktive, men den ser ikke ut til å påvirke sannsynligheten for at de som er yrkesaktive, jobber eller har permisjon. Nokså overraskende er det at høyere arbeidsledighet faktisk ser ut til å øke sannsynligheten for at mødre som er arbeid, jobber heltid. Det kan skyldes at det blir mer å gjøre på dem som er igjen når flere er arbeidsledige, men det kan også tenkes at en generelt høyere risiko for å bli

arbeidsledig, kan få flere til å jobbe litt ekstra. Vi har ikke mulighet til å undersøke disse hypotesene nærmere her, men det er en interessant problemstilling som kan fortjene mer oppmerksomhet senere.

5.2. Tverrsnittsanalyser av fedres arbeidstilbud

Resultatene for fedres tilpasning til arbeidsmarkedet finnes i tabell 5.3. Hovedinteressen knytter seg til om kontantstøtten også har påvirket fedre på lengre sikt, eller om de fortsatt er ganske uberørt av reformen. Som for mødre lar vi oddskvotene for 1999 og 2002 avgjøre dette spørsmålet. I likhet med den første evalueringen finner vi at det ikke var noen effekt på fedre på kort sikt (dvs. i 1999), men på lengre sikt er det tegn til at det også kan ha vært en viss reduksjon i fedres arbeidstilbud. Tilbøyeligheten til å ta permisjon ser ut til å ha økt noe, ettersom oddskvoten for 2002 er mindre enn én og i nærheten av å være signifikant ($p=0,06$), og blant fedre som er i arbeid, har sannsynligheten for å jobbe lang heltid helt klart gått ned.

Tabell 5.3. Yrkestilpasning blant gifte og samboende fedre med barn i kontantstøttealder. Sekvensiell logit modell. Oddskvoter¹ (95% konfidensintervall i parentes)

Variabel ²	Valg I: Yrkesaktiv vs. ikke yrkesaktiv	Valg II: I arbeid vs. ikke i arbeid	Valg III: Lang heltid vs. annen hel-/deltid
År:			
1999	0,89 (0,57-1,39)	1,04 (0,55-1,95)	1,01 (0,86-1,20)
2002	0,72 (0,47-1,12)	0,56 (0,31-1,03)	0,80 (0,67-0,96)
Utdanningsnivå:			
Videregående	1,64 (1,01-2,67)	1,09 (0,44-2,69)	0,90 (0,71-1,13)
Univ/høyskole, lavere nivå	1,73 (0,96-3,15)	0,90 (0,34-2,38)	1,14 (0,87-1,48)
Univ/høyskole, høyere nivå	2,38 (1,18-4,78)	0,91 (0,32-2,57)	1,59 (1,19-2,11)
Uoppgitt	0,35 (0,16-0,74)	1,50 (0,17-13,27)	0,89 (0,51-1,55)
Ansatt i offentlig virksomhet ³		0,66 (0,40-1,10)	0,44 (0,37-0,52)
Antall barn:			
2	0,99 (0,68-1,42)	0,55 (0,31-0,97)	1,04 (0,90-1,20)
3 eller flere	0,56 (0,29-1,09)	0,95 (0,34-2,59)	1,37 (0,99-1,90)
Barn under kontantstøttealder ³	1,30 (0,67-2,52)	0,18 (0,09-0,35)	0,79 (0,60-1,03)
Alder yngste kontantstøttebarn	0,94 (0,78-1,13)	1,65 (1,31-2,08)	0,94 (0,87-1,01)
Alder yngste kont.st.barn kvadrert	1,01 (0,98-1,05)	0,91 (0,87-0,95)	1,01 (0,97-1,03)
Samlivsstatus:			
Samboer	0,63 (0,44-0,90)	1,21 (0,72-2,05)	0,95 (0,82-1,10)
Region:			
Resten av Østlandet	0,54 (0,31-0,94)	1,01 (0,50-2,03)	0,93 (0,75-1,15)
Sør-/Vestlandet	0,60 (0,35-1,03)	1,18 (0,61-2,27)	0,81 (0,66-0,98)
Trøndelag	0,66 (0,32-1,33)	0,70 (0,30-1,66)	0,72 (0,54-0,97)
Nord-Norge	1,21 (0,54-2,72)	1,72 (0,57-5,21)	0,90 (0,67-1,20)
Lokal arbeidsledighetsprosent	0,77 (0,65-0,90)	1,11 (0,84-1,45)	0,98 (0,91-1,06)
Ektefelles/samboers utdanning:			
Videregående	2,00 (1,21-3,28)	0,92 (0,31-2,74)	0,81 (0,61-1,08)
Univ/høyskole, lavere nivå	2,85 (1,55-5,26)	0,79 (0,26-2,42)	0,82 (0,60-1,12)
Univ/høyskole, høyere nivå	1,14 (0,49-2,69)	0,67 (0,18-2,48)	0,61 (0,40-0,92)
Ektefelle/samboer yrkesaktiv ³	2,49 (1,20-5,17)	0,86 (0,31-2,41)	0,62 (0,46-0,84)
Ektefelles/samboers arbeidstid	0,98 (0,96-0,995)	1,00 (0,98-1,03)	1,01 (1,003-1,02)
Ektefelle/samboer jobber vanlig dagtid ³	1,60 (1,004-2,55)	1,13 (0,62-2,07)	1,23 (1,01-1,48)
Ektefelles/samboers jobbsektor:			
Helse- og sosial	1,19 (0,72-1,98)	0,72 (0,39-1,32)	0,995 (0,82-1,21)
Barnehage	3,52 (0,84-14,80)	3,83 (0,51-28,62)	0,92 (0,68-1,23)
Skole	0,92 (0,43-1,97)	0,99 (0,41-2,43)	0,80 (0,60-1,06)
Ektefelle/samboer har innvandrers bakgrunn ³	0,40 (0,23-0,69)	0,60 (0,24-1,53)	0,66 (0,48-0,92)
Likelihood Ratio	129,46	84,95	174,52
DF	27	28	28
Antall personer	4 099 (alle)	3 942 (yrkesaktive)	3 854 (i arbeid)

¹Utrevet koeffisient: signifikant på 5 % nivå. Koeffisient i kursiv: signifikant på 10 % nivå. ²Referansegruppen til kategoriske variable fremgår av vedleggstabell B3c.

³Ja=1.

Tabell 5.4. Arbeidstid pr. uke blant mødre og fedre med barn i kontantstøttealder. Tobit model

Variabel ¹	Alle mødre		Gifte/samboende mødre		Gifte/samboende fedre	
	Koeff. ²	Std.feil	Koeff. ²	Std.feil	Koeff. ²	Std.feil
Konstantledd	-86,90	12,17	-62,16	12,99	36,65	3,08
År:						
1999	-2,38	0,93	-2,60	0,93	0,15	0,56
2002	-3,73	0,96	-4,23	1,00	<i>-1,15</i>	0,59
Alder	4,30	0,72	3,18	0,76		
Alder kvadrert	-0,64	0,11	-0,48	0,12		
Utdanningsnivå:						
Videregående	1,35	1,53	1,00	1,61	0,10	0,77
Univ/høyskole, lavere nivå	7,97	1,69	7,50	1,79	-0,49	0,88
Univ/høyskole, høyere nivå	18,17	2,11	18,92	2,25	0,61	0,94
Uoppgitt					-4,23	1,71
Utdanningsretning:						
Lærerutd./pedagogikk	1,03	1,39	0,55	1,40		
Helse-, sosial og idrettsfag	0,68	1,10	0,46	1,11		
Samfunns- og juridiske fag	1,24	0,93	0,93	0,94		
Antall barn:						
2	-3,81	0,78	-3,45	0,79	0,09	0,49
3 eller flere	-11,93	1,96	-11,03	2,00	0,01	1,07
Barn under kontantstøttealder ³	-49,83	2,41	-49,10	2,37	-2,88	0,86
Alder yngste kontantstøttebarn	1,72	0,39	1,96	0,40	0,30	0,24
Alder yngste kont.st.barn kvadrert	-0,29	0,08	-0,35	0,09	-0,06	0,05
Samlivsstatus						
Gift	9,75	1,55				
Samboer	12,64	1,57	2,70	0,82	-0,33	0,49
Region						
Resten av Østlandet	-0,70	1,13	-1,03	1,16	-1,27	0,71
Sør-/Vestlandet	-2,89	1,06	-2,59	1,09	-0,90	0,66
Trøndelag	1,40	1,49	0,82	1,53	-1,33	0,94
Nord-Norge	2,13	1,51	1,41	1,57	0,63	0,95
Innvandrerbakgrunn ^{3,4}	-6,25	1,68	-5,48	1,73	-3,64	1,02
Barnehagemuligheter						
God	<i>1,43</i>	0,76	1,71	0,77		
Uoppgitt/vet ikke	-4,70	1,79	-5,69	1,83		
Lokal arbeidsledighetsprosent	-0,49	0,41	-0,46	0,42	-0,54	0,25
Ektefelles/samboers utdanning:						
Videregående			3,46	1,19	2,60	0,94
Univ/høyskole, lavere nivå			1,44	1,38	2,37	1,01
Univ/høyskole, høyere nivå			-0,16	1,50	0,15	1,37
Ektefelle/samboer yrkesaktiv ³			0,73	2,67	-0,35	0,99
Ektefelles/samboers arbeidstid			-0,05	0,04	0,01	0,03
Ektefelle/samboer jobber vanlig dagtid ²			1,83	0,84	<i>1,03</i>	0,62
Ektefelle/samboer ansatt i offentlig virksomhet ³			<i>1,74</i>	0,91		
Ektefelles/samboers jobbsektor:						
Helse- og sosial					-0,41	0,64
Barnehage					0,80	0,99
Skole					-1,11	0,92
Skalaparameter	22,21	0,33	21,64	0,33	14,17	0,17
Log Likelihood	-13 665,38		-12 649,09		-16 058,11	
Antall personer	4 492		4 087		4 087	

¹ Referansegruppen til kategoriske variable fremgår av vedleggstabell B3a-c. ²Uthevet koeffisient: signifikant på 5 % nivå. Koeffisient i kursiv: signifikant på 10 % nivå.

³Ja=1. ⁴Fedre: ektefelle/samboers innvandrerbakgrunn.

For å vurdere hva dette betyr for det totale arbeidstilbudet må vi gå til den siste kolonnen i tabell 5.4 som gir oss estimatet for effekten på gjennomsnittlig arbeidstid pr. uke. For 2002 er koeffisienten negativ og helt på grensen til å være signifikant ($p=0,052$). Vi er derfor rimelig trygge på at det også har vært en nedgang i fedres arbeidstilbud, men nedgangen er forholdsvis moderat, 1,2 timer pr. uke. Dette er en reduksjon på knappe tre prosent regnet ut fra den gjennomsnittlige arbeidstiden blant alle fedre før kontantstøtten (40,1 timer ifølge vedleggstabell B2) eller om lag 3 300 årsverk¹⁷.

¹⁷ Med et anslag på 110 000 mødre hvorav 93% er gift eller samboende, får vi et anslag på 102 300 fedre. Beregningen ellers er som for mødre (se fotnote 16).

Vi skal også knytte noen få kommentarer til kontrollvariablene i modellene for fedre. Her utgår variablene alder og barnehagemuligheter, siden vi ikke har opplysninger om fars alder, og det kun er mor som har uttalt seg om det siste. Variabelen innvandrerbakgrunn finnes også bare for mødre, men vi har likevel inkludert den i modellen for fedre, fordi mødre med innvandrerbakgrunn også ofte har en partner med innvandrerbakgrunn. Slik sett sier den noe både om mor og om far. I tillegg er det kontrollert for andre kjennetegn ved partneren som beskrevet i kap.4.2.

Vi ser at det også er utdanningsforskjeller i fedres yrkesatferd. Både sannsynligheten for å være yrkesaktiv og sannsynligheten for å jobbe lang heltid blant dem som er i arbeid, øker med høyere utdanning.

Tilbøyeligheten til å jobbe lang heltid er for øvrig langt mindre blant fedre som er ansatt i offentlig sektor enn blant fedre som jobber i andre sektorer. Når det gjelder regionale forskjeller, finner vi i at fedre i Oslo og Akershus (referansegruppen) generelt er noe mer tilbøyelige til å være yrkesaktive enn fedre i andre deler i landet, bortsett fra i Nord-Norge der det er tegn til at yrkesdeltakelsen ligger enda høyere. Enkelte av de regionale forskjellene er imidlertid ikke statistisk signifikante. Konjunktursvingninger i etterspørselen etter arbeidskraft har også en klar effekt på fedres arbeidstilbud, og det er først og fremst sannsynligheten for å være yrkesaktiv som påvirkes i negativ retning når den lokale arbeidsledighetsprosenten stiger.

Antall og alderen på barn har størst effekt på yrkesaktive fedres tilbøyelighet til å være i arbeid eller ikke. Som for mødre er sannsynligheten for å være i jobb klart lavere og dermed sannsynligheten for å ha permisjon høyere når det er et barn under kontantstøttealder i familien, og jobbsannsynligheten øker ettersom det yngste barnet i kontantstøttealder blir eldre. Et interessant resultat er sannsynligheten for å være yrkesaktiv er lavere blant samboende enn blant gifte fedre, noe som er det motsatte resultatet av hva vi fant for mødre (tabell 5.2). Det kan tyde på at samboende par er mer likestilte når det gjelder fordelingen av det lønnede arbeidet. Dersom mor har innvandrerbakgrunn, finner vi at far er mindre tilbøyelig til å være yrkesaktiv og mindre tilbøyelig til å jobbe lang heltid enn hvis mor ikke har innvandrerbakgrunn. Som nevnt, regner vi med at denne variabelen er en god indikator for om far har innvandrerbakgrunn selv. Den negative effekten på arbeidstilbudet kan derfor like godt skyldes at far selv har innvandrerbakgrunn.

Andre kjennetegn ved mor påvirker også fars tilpasning til arbeidsmarkedet, bortsett fra når det gjelder det å jobbe eller ikke (dvs. å jobbe eller ha permisjon), som er lite berørt. Sannsynligheten for at far er yrkesaktiv, ser ut til å øke med økt utdanningsnivå hos mor inntil et visst nivå, men når mor har høyere universitet- og høyskoleutdanning kan det ikke lenger spores noen forskjell mellom fedre med en slik partner og fedre som har en partner med kun grunnskole. Det er vanskelig å tolke disse utdanningseffektene nærmere uten å gjøre en analyse på parnivå, noe som ligger utenfor rammene av dette prosjektet. Men dersom vi sammenligner med tabell 5.2, legger vi merke til at effekten av partnerens utdanning er nokså ulik for gifte og samboende mødre. I denne gruppen er det et mer entydig mønster at arbeidstilbudet reduseres når partnerens utdanning øker. Siden utdanning og inntekt er høyt korrelert, og partnerens inntekt ikke er med i modellen, kan det understøtte en hypotesen om en negativ inntektseffekt blant mødre.

Når det gjelder valg av arbeidstid blant dem som er i arbeid, er fedre som har en høyt utdannet partner klart

mindre tilbøyelig til å jobbe lang heltid enn fedre som har en partner med lav utdanning, mens det ikke kan spores noen tilsvarende negativ effekt av partnerens utdanning blant gifte og samboende mødre (tabell 5.2). Igjen er det ikke helt lett å tolke disse resultatene uten å gjøre en paranalyse, men i en slik analyse som nylig foreligger (Kitterød 2005), vises det at det særlig er mors utdanning som har betydning for hvor mye partene jobber til sammen.

Betydningen av ulike kjennetegn som gjelder ektefelles eller samboers yrkesdeltakelse (yrkesaktivitet, arbeidstid, arbeidstidsordning og jobbsektor) må sees i sammenheng, ettersom egenskaper ved jobben bare er kjent dersom vedkommende er yrkesaktiv. Det vil si at jobbkjennetegnene bare inngår i samspill med yrkesaktivitet¹⁸. Derfor har hovedeffekten av ektefelles/samboers yrkesaktivitet ingen umiddelbar tolkning. Effekten av den enkelte samspillsvariabel er imidlertid greiere å fortolke, ettersom det er effekten av variabelen gitt at partneren er yrkesaktiv. En kompliserende faktor er imidlertid at mødres og fedres yrkestilpasning trolig er gjensidig avhengig, og det gjenspeiles i de estimerte koeffisientene. Uten å gjøre en simultan analyse av mødre og fedre er det derfor vanskelig å tolke disse koeffisientene på en fornuftig måte, men en slik analyse ligger også utenfor rammene til dette prosjektet. I vår modell er kjennetegn ved partnerens yrkesituasjon først og fremst med som kontrollvariable, og vi skal derfor ikke gå nærmere inn på effektene av de enkelte variablene her.

5.3. Forløpsanalyse av mødres tilbakegang til arbeidet etter første fødsel

Vi går nå over fra tverrsnittsanalysene og til forløpsanalysen av mødres yrkeskarrierer belyst ved overgangen fra å ikke være i aktivt arbeid til å begynne å jobbe (igjen) etter første fødsel (tabell 5.5). Siden utgangspunktet er en diskret hasardratemodell som er spesifisert som en logitfunksjon (jf. ligning 4), er estimatene oppgitt som oddskvoter som før (se fotnote 15). Fordi det å begynne å jobbe igjen er en ganske vanlig hendelse, kan en også litt upresist tolke koeffisientene som relativ risiko eller relativ sjans for å begynne i jobb.

Variabelen som måler effekten av kontantstøtten er også i denne modellen en periodeindikator for om kontantstøtten var innført eller ikke, og vi har inndelt analyseperioden i to: årene før (1993-1998) og årene etter (1999-2002) kontantstøtten. Som det går frem av tabell 5.5, er oddskvoten for perioden 1999-2002 beregnet til 0,89, og estimatet er helt på grensen til å være signifikant ($p=0,052$). Det vil si at sjansen for å begynne å jobbe igjen i løpet av barnets første tre år med stor sannsynlighet er blitt lavere etter at

¹⁸ Siden variabelen yrkesaktiv = 1 hvis ektefelle/samboer er yrkesaktiv og 0 ellers, vil verdien på de andre variablene bli null når partneren ikke er yrkesaktiv.

kontantstøtten kom. Eller sagt på en annen måte, varigheten av yrkesavbruddene er blitt lengre.

Ellers ser vi at sannsynligheten for å begynne å jobbe er størst rett etter at den betalte permisjonstiden er over (10-13 måneder etter fødselen), og over de neste par årene faller den så gradvis. Mødre med lang erfaring vender raskere tilbake til jobben enn andre mødre, men effekten av ett års ekstra erfaring avtar jo lengre erfaringen er i utgangspunktet (effekten av erfaring kvadrert er negativ). Alder har ingen signifikant effekt når vi samtidig kontrollerer for erfaring.

Som i tverrsnittsanalysene finner vi en klar positiv effekt av utdanning. Mødre med høy universitets- og høyskoleutdanning har f.eks. en tre ganger så høy sjans for å begynne å jobbe som mødre med bare grunnskole. Når det gjelder utdanningsretning, er det ingen klare skiller mellom gruppene i denne analysen. Det å være under utdanning reduserer som forventet sjansen for å begynne å jobbe, og som i andre analyser finner vi at gifte og samboende mødre har en sterkere tilknytning til arbeidsmarkedet enn enslige mødre.

Det er få regionale forskjeller, bortsett fra at det kan se ut som om mødre i Nord-Norge går noe raskere tilbake til jobben enn mødre i referansegruppen som er Oslo/Akershus. Effekten av å ha innvandrerbakgrunn er heller ikke signifikant, men koeffisienten er negativ, som forventet. Det samme gjelder effekten av den lokale arbeidsledighetsprosenten. Den er som ventet negativ, men er ikke signifikant.

Tabell 5.5. Forløpsanalyse av mødres overgang til arbeid etter første fødsel. Diskret hazardratemodell

Variabel	Oddskvote ¹	
Måneder etter 1. fødsel ²		
10-13	14,66	(12,46-17,26)
14-19	7,44	(6,15-9,00)
20-37	4,51	(3,66-5,56)
1999-2002 ³	0,89	(0,79-1,00)
Alder ved 1. fødsel	1,07	(0,93-1,23)
Alder ved 1. fødsel kvadrert	0,98	(0,96-1,01)
Erfaring ved 1. fødsel	1,12	(1,07-1,18)
Erfaring ved 1. fødsel kvadrert	0,96	(0,93-0,99)
Utdanningsnivå ved 1. fødsel		
Videregående, grunnutdanning	1,03	(0,79-1,34)
Videregående, avsluttet	1,39	(1,08-1,79)
Universitet/høyskole, lavere nivå	1,75	(1,33-2,32)
Universitet/høyskole, høyere nivå	3,04	(2,16-4,27)
Utdanningsretning ved 1. fødsel		
Lærerutdanning/pedagogikk	1,04	(0,85-1,28)
Helse-, sosial- og idrettsfag	1,14	(0,98-1,32)
Samfunns-, juridiske, økonomiske og administrative fag	1,00	(0,87-1,15)
Under utdanning ⁴	0,59	(0,48-0,74)
Samlivsstatus		
Gift	1,46	(1,25-1,71)
Samboer	1,55	(1,32-1,80)
Region		
Resten av Østlandet	1,10	(0,95-1,29)
Sør-/Vestlandet	1,06	(0,92-1,23)
Trøndelag	1,01	(0,82-1,23)
Nord-Norge	1,22	(0,99-1,51)
Innvandrerbakgrunn ⁴	0,86	(0,67-1,12)
Lokal arbeidsledighetsprosent	0,98	(0,93-1,02)
Likelihood Ratio		1990,05
DF		24
Antall personmåneder		37 981

¹ Utthet koeffisient: signifikant på 5% nivå. Koeffisient i kursiv: signifikant på 10% nivå. ² Referansegruppe: 1-9 måneder. ³ Referansegruppe: 1993-1998.

⁴ Ja=1.

6. Oppsummering og konklusjon

Hovedproblemstillingen i denne rapporten er hvilke effekter kontantstøtten har hatt på småbarnsforeldres arbeidstilbud på lengre sikt. For å belyse denne problemstillingen har vi for det første analysert utviklingen i så vel mødres som fedres yrkesdeltakelse og arbeidstid basert på tverrsnittsdata fra 1998, 1999 og 2002. Tverrsnittsanalysene sier noe om effekten av kontantstøtten målt på gitte tidspunkt. For det andre har vi gjennomført en forløpsanalyse av mødres yrkesopphold og overgang til jobb etter første fødsel. Dette sier noe om de mer langsiktige effektene for den enkelte kvinne og for deres videre yrkeskarriere.

I begge typer analyser har vi benyttet oss av multivariate teknikker for å isolere effekten av kontantstøtten. Vi forsøker altså å si noe om hva situasjonen ville ha vært dersom kontantstøtten ikke hadde blitt innført og alt annet hadde vært likt. Det er vanskelig å sikre at alt annet er likt uten å ha en kontrollgruppe som hadde barn i samme alder i samme periode uten å ha rett til kontantstøtte, men en slik gruppe finnes ikke. Vår strategi er derfor i stedet å kontrollere for så mye som mulig av andre påvirkningsfaktorer, og så drøfte resultatene i lys av det vi vet om faktorer vi ikke har kunnet kontrollere for.

Når det gjelder mødres arbeidstilbud, viser tverrsnittsanalysene at virkningen av kontantstøtten har vært ganske betydelig på lengre sikt. Både sannsynligheten for å være yrkesaktiv og sannsynligheten for å være i jobb, gitt at moren var yrkesaktiv, gikk klart ned fra 1998 til 2002. Flere mødre ser altså ut til å ha tilpasset seg endrede rammebetingelser ved å trekke seg helt ut av arbeidsstyrken eller ved å ta permisjon. På kort sikt er det også tegn til en negativ effekt på yrkesdeltakelsen, men jobbsannsynligheten blant yrkesaktive mødre ble ikke berørt, dvs. det var ingen økning i permisjonsbruken. Den største effekten på kort sikt var imidlertid en nedgang i tilbøyeligheten til å jobbe heltid blant dem som var i arbeid.

For å få et mål på hva færre yrkesaktive og flere på permisjon betyr for hvor mye arbeid som ble utført totalt sett, har vi også analysert utviklingen i gjennomsnittlig arbeidstid pr. uke. For hele mødregruppen

under ett finner vi en nedgang i gjennomsnittlig ukentlig arbeidstid på knapt 2 ½ time i 1999 og 3 ¾ time i 2002. Nedgangen på 3 ¾ time utgjør nesten 20 prosent eller omtrent 11 000 årsverk. Dette stemmer godt med Håkonsen mfl. (2001) som i sin simulering av langtidsvirkningene anslo at nedgangen kunne bli på ca. 18 prosent eller om lag 10 000 årsverk (jf. kap. 2.1).

For fedre har vi kun data for dem som er gift eller samboende. Interessant nok ser det ut til at også fedres arbeidstilbud er blitt noe påvirket på lengre sikt. Vi finner en negativ effekt på sannsynligheten for å være i arbeid blant yrkesaktive gifte og samboende fedre som er nesten signifikant, noe som kan tyde på at også fedre er blitt mer tilbøyelige til å ta permisjon. I tillegg har det vært en klar nedgangen i sannsynligheten for at fedre som er i arbeid, jobber mer enn vanlig heltid. Beregnet på samme måte som for mødre, finner vi at det har vært en reduksjon i gjennomsnittlig arbeidstid blant alle gifte og samboende fedre på 1,2 timer pr. uke. Dette er en nedgang på knappe tre prosent eller om lag 3 300 årsverk.

Det tverrsnittsanalysene ikke kan si noe direkte om, er hvilke prosesser som ligger bak det vi observerer på et bestemt tidspunkt. Vi vet f.eks. i utgangspunktet ikke om mødres betydelige lavere sannsynlighet for å være i arbeid skyldes at det til enhver tid er en høyere andel mødre som ikke jobber, eller om den gjennomsnittlige lengden på deres individuelle yrkesavbrudd har økt, selv om det virker rimelig at det er slik. Forløpsanalysen av mødres tilbakegang til jobb etter første fødsel bekrefter med nokså stor sikkerhet at sannsynligheten for at mødre begynner å jobbe i løpet av de tre første årene etter fødselen er lavere etter at kontantstøtten ble innført enn før. Siden analysen bare gjelder førstegangsmødre, vet vi ikke hva resultatet er for mødre generelt. Men i den grad førstegangsmødre er representative for hele mødregruppen (jf. diskusjonen i kap. 3.3), tyder dette på at mødres yrkesopphold er blitt lengre.

Spørsmålet som gjenstår er hvor godt vi har klart å holde "alt annet" likt, slik at vi kan tolke resultatene

som effekter av kontantstøtten. Siden vi kontrollerer for viktige individuelle kjennetegn, er vi rimelig trygge på at ulik sammensetning av mødre- og fedregruppene det enkelte år, ikke forkludrer resultatene. Lønns- og inntektsvariable er riktignok ikke med i modellene, og det er en svakhet ettersom de setter rammene for den enkeltes økonomiske handlingsrom. I den perioden vi studerer var det en generell lønns- og inntektsvekst. Når lønnen øker, fører det normalt til at arbeidstilbudet øker, mens økt husholdningsinntekt ellers (f.eks. ektefelles eller samboers inntekt) normalt trekker i retning av lavere arbeidstilbud. Disse effektene går altså i hver sin retning.

Forholdene på arbeidsmarkedet og endringer i etterspørselen etter arbeidskraft har vi tatt hensyn til ved å inkludere arbeidsledighetsprosenten i bostedskommunen som forklaringsvariabel i modellen. Forholdene på barnehagemarkedet har vi imidlertid bare delvis kunnet kontrollere for. Etter årtusensskiftet har det vært sterkt fokus på barnhageutbygging og barnehagepris, og foreldrebetalingen i barnehager har gradvis blitt lavere. Lavere pris trekker i retning av økt yrkesdeltakelse, men det forutsetter at det er mulig å få en barnehageplass. Mors egen vurdering av muligheten for å få en plass har vi imidlertid med som variabel i modellen, så det er hovedsakelig den positive effekten av lavere pris modellen ikke fanger opp.

Et siste moment er at det er vanskelig å korrigere for underliggende trender i mødres yrkesdeltakelse uten å ha en kontrollgruppe. Siden en slik gruppe ikke finnes, er mødre med eldre barn brukt som kontrollgruppe i enkelte tidligere analyser (f.eks. Håkonsen mfl. 2001, Knudsen 2001, Naz 2004). Denne tilnæringsmåten fører generelt til at endringen fra "før" til "etter" blir større enn når analysen gjøres uten kontrollgruppe. Det skyldes at effekten måles relativt til utviklingen i kontrollgruppen, og i denne gruppen har det vært en underliggende positiv trend i arbeidstilbudet. Dersom det har vært en lignende positiv trend for mødre med 1-2 åringer, betyr det at reformeffekten kan være enda større enn det våre beregninger viser.

Det vi ikke har kunnet kontrollere for, er således faktorer som hovedsakelig trekker i positiv og retning, og det er derfor mer som taler for at vi underestimerer enn at vi overestimerer den virkelige effekten av kontantstøtten. Som vi har sett, finner vi at effekten på mødres arbeidstilbud har vært ganske betydelig, og at fedres arbeidstilbud også ser ut til å ha blitt noe påvirket på lengre sikt. Vurdert ut fra målsettingen om at foreldre og barn skulle få mer tid sammen, er nedgangen i arbeidstid blant småbarnsforeldre et positivt resultat. Nedgangen blant mødre er imidlertid langt større enn blant fedre. Kontantstøtten kan dermed bidra til å opprettholde et tradisjonelt kjønnsrollemønster og slik sett virke negativt i forhold til en målsetting om større likestilling mellom kvinner og menn.

Litteratur

Baklien, B., L. Gulbrandsen og A.L.Ellingsæter (2001): *Evaluering av kontantstøtteordningen*. Oslo: Norges forskningsråd, Kultur og samfunn.

Ellingsæter, A.L. og M. Rønsen (1996): The Dual Strategy: Motherhood and Work Contract in Scandinavia. *European Journal of Population* 12: 239-260.

Hellevik, T. (2000): *Småbarnsforeldres yrkesdeltakelse og valg av barnetilsyn før og etter kontantstøttens innføring*. Rapport 2/00. Oslo: Norsk institutt for forskning om oppvekst, velferd og aldring.

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

Kitterød, R.H. (2005): *Han jobber, hun jobber, de jobber. Arbeidstid blant par av småbarnsforeldre*. Rapporter 2005/10. Oslo: Statistisk sentralbyrå.

Kjeldstad, R. og M. Rønsen (2004): Welfare rules, business cycles, and the employment dynamics among lone parents in Norway. *Feminist Economics* 10(2): 61-89.

Knudsen, C. (2001): *Hvem lot seg påvirke? Kontantstøtten og mødres yrkesaktivitet*. Rapport 11/01. Oslo: Norsk institutt for forskning om oppvekst, velferd og aldring.

Kornstad, T. og T.O. Thoresen (2002): *A Discrete Choice Model for Labor Supply and Child Care*. Discussion Papers No. 315. Oslo: Statistisk sentralbyrå.

Maddala, G.S. (1983): *Limited-dependent and qualitative variables in econometrics*. Econometric Society Monographs No. 3. New York: Cambridge University Press.

Naz, G. (2004): The impact of cash-benefit reform on parents' labour force participation. *Journal of Population Economics*, 17: 369-383.

Pettersen, S.V. (2003): *Barnefamiliers tilsynsordninger, yrkesdeltakelse og bruk av kontantstøtte våren 2002*. Rapporter 2003/9. Oslo: Statistisk sentralbyrå.

Reppen, H.K. og Rønning, E. (1999): *Barnefamiliers tilsynsordninger, yrkesdeltakelse og bruk av kontantstøtte våren 1999*. Rapporter 1999/27. Oslo: Statistisk sentralbyrå.

Rønning, E. (1998): *Barnefamiliers tilsynsordninger, yrkesdeltakelse og økonomi før innføring av kontantstøtte*. Notater 98/61. Oslo: Statistisk sentralbyrå

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*. Rapporter 2001/3. Oslo: Statistisk sentralbyrå.

Rønsen, M. (2002): "Mødres yrkestilknytning i et lengre tidsperspektiv: Kontantstøttens betydning belyst ved serier av tverrsnittsdata og individuelle forløp". I L. Gulbrandsen (red): *Forskning om småbarnsforeldres dagligliv. Problemstillinger og data*. Rapport 12/02. Oslo: Norsk institutt for forskning om oppvekst, velferd og aldring.

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

Rønsen, M. og M. Sundström (2002): *Family Policy and After-Birth Employment Among New Mothers - A Comparison of Finland, Norway and Sweden*. *European Journal of Population* 18: 121-152.

Schøne, P. (2002): *Kontantstøtten og effekter på arbeidstilbudet: Hva er en god sammenligningsgruppe? Søkelys på arbeidsmarkedet* 19: 23-30.

Schøne, P. (2004a): Labour supply effects of a cash-for-care subsidy. *Journal of Population Economics*, 17: 703-727.

Schøne, P. (2004b): Kontantstøtten og mødres arbeidstilbud: Varig effekt eller retur til arbeid? *Norsk Økonomisk Tidsskrift* 118: 1-21.

Nærmere om data og variable

Samlivsstatus:

1998: Etablert med utgangspunkt i spørsmålet om parforhold (SPM1A). For dem som har missing på denne variabelen (13 mødre), er sivilstatus (SPM1B) brukt. Dette reduserer missing til 2 personer.

1999: Ingen missing på spørsmålet om parforhold (SPM1), men samlivsstatus er justert for opplysninger i husholdningsboksen om partner i husholdningen (HARPARTN). Det fører til at 2 som er gift og 3 som er samboere blir definert som enslige, og 3 som er enslige, blir definert som samboere (er ikke gift iflg. oppgitt sivilstatus (SPM2)). Korrigert samlivsstatus stemmer da i forhold til hvilke partnere som er intervjuet direkte (markert ved variabelen STARTFAR).

2002: Ingen missing på spørsmålet om parforhold (SIV), men som i 1999 er det justert for opplysninger i husholdningsboksen etter egen "opprydding" (7 IO sto oppført med 2 partnere hver, men aldersopplysningene tydet på at dette var barn i husholdningen). En som er gift, blir da enslig, og 3 som er enslige, blir samboer (er ikke gift iflg. oppgitt sivilstatus (SIVSTAT)).

Fedre:

1998: Postalt skjema til mødre med spørsmål om både egen og ektefelles/samboers situasjon. Det vil si at det kun er indirekte opplysninger om fedre. 94,7% av mødrene var gift eller samboer (1175 personer). Manglende svar på ektefelles/samboers situasjon varierer med ulike spørsmål (se nærmere nedenfor).

1999: Telefonintervju. Både direkte og indirekte intervju av fedre. Direkte intervju bare med *fedre med barn i kontantstøttealder* og på et begrenset antall spørsmål. Indirekte intervju på de fleste spørsmål om fedres yrkestilknytning, bortsett fra gjennomsnittlig antall arbeidstimer i uken. 92,1% av mødrene med barn i kontantstøttealder var gift eller samboer (1560 personer). Det ble oppnådd direkte intervju med 1385 fedre, dvs. en svarprosent på 88,8%.

2002: Telefonintervju. Direkte intervju med *alle fedre*, også med dem uten barn i kontantstøttealder. Der det ikke var mulig å oppnå kontakt med far, svarte mor for far indirekte, men på et begrenset antall spørsmål. 92,2% av mødrene med barn i kontantstøttealder var gift eller samboer (1451 personer). Det ble oppnådd direkte intervju med 1101 fedre, dvs. en svarprosent på 75,9%.

Mødres yrkesaktivitet:

Det er en del uoppgitt og manglende konsistens i postalundersøkelsen i 1998. 42 av 1243 mødre (3,4%) har ikke svart på spørsmålet om de vanligvis har inntektsgivende arbeid. Hvis uoppgitt, brukes andre

yrkesopplysninger for å tilordne yrkesstatus: Hvis IO har krysset av for at heltid el. deltid best beskriver sin egen situasjon, eller oppgir arbeidstid over null timer, eller oppgir å ha lønnet eller ulønnet permisjon, defineres hun som yrkesaktiv. Ellers, hvis hun oppgir at arbeidstiden er null, eller at det som best beskriver hennes situasjon er å være arbeidsledig, student, hjemmeværende, trygdet eller annet, defineres hun som ikke-yrkesaktiv. Etter disse korreksjonene blir mødre med uoppgitt yrkesstatus redusert til 10 (0,8%).

Der yrkesaktivitetsopplysningene ikke er konsistente, er følgende prosedyre fulgt: Hvis IO har krysset av for at hun vanligvis ikke har inntektsgivende arbeid, men samtidig oppgir enten positiv arbeidstid, eller at heltid deltid passer best på sin situasjon, eller at hun har lønnet eller ulønnet permisjon, defineres hun som yrkesaktiv. Hvis IO oppgir at hun vanligvis har inntektsgivende arbeid, men også har krysset av for at hun er arbeidsledig, student, hjemmearbeidende, trygdet eller annet, eller ikke har oppgitt positiv arbeidstid eller krysset av for heltid eller deltid, eller sier at hun har betalt eller ubetalt permisjon, defineres hun som ikke yrkesaktiv.

De som er yrkesaktive og har uoppgitt permisjon (15 av 903, eller 1,7%), regnes som ikke på permisjon, dersom de har arbeidstid større enn null og yngste barn er over ett år.

I 1999 og 2002 har alle mødre svart på spørsmålene om inntektsgivende arbeid og permisjon, og det er ingen uoverensstemmelser mellom svarene. Noen få har uoppgitt arbeidstid. Hvordan dette er behandlet, beskrives nedenfor.

Mødres arbeidstid

Inndelingen i heltid og deltid er basert på opplysningene om gjennomsnittlig arbeidstid pr. uke og vanlig AKU-definisjon (heltid=37 timer eller mer pr. uke, ev. 32-36 timer hvis IO sier heltid passer best på sin situasjon. Deltid=1-36 timer bortsett fra dem med 32-36 timer som faller i heltidskategorien). Der det mangler opplysning om arbeidstimer, men IO har svart på om heltid eller deltid passer best på sin yrkes-situasjon, avgjør dette alene plasseringen i heltid eller deltid. Hvis IO er i arbeid (dvs. yrkesaktiv og ikke i permisjon), og ikke har oppgitt arbeidstid over null timer, men karakteriserer jobben som heltid eller deltid, brukes dette til å imputere en arbeidstid. Hvis IO oppgir at heltid passer best, tilordnes vanlig heltid (38 timer pr. uke). Hvis IO oppgir at deltid passer best, tilordnes den gjennomsnittlige arbeidstiden til andre mødre som er i arbeid, og som karakteriserer jobben på samme måte (22 timer pr. uke - likt i både 1998, 1999

og 2002). De som ikke er i arbeid, får arbeidstiden satt lik null.

I 1998 var antallet med uoppgitt eller null arbeidstid blant dem som var i arbeid 13 av 760 (1,7%). I 1999 gjaldt det 8 av 1061 (0,8%), og i 2002 2 av 926 (0,2%). Etter imputering av arbeidstid var det 1 med uoppgitt arbeidstid i 1998, 4 i 1999 og ingen i 2002.

Fedres yrkesaktivitet, arbeidstid og permisjon

Her er det en del med manglende opplysninger hvert år pga. frafall i direkte og/eller indirekte intervju. Det er fulgt samme prosedyre som for mødre for å redusere antall uoppgitte svar, bortsett fra at det ikke betinges på yngste barns alder for å fastsette fars permisjonsstatus. Hvis han er yrkesaktiv og har arbeidstid over null, regnes han ikke å være på permisjon uansett yngste barns alder.

For fedre som er i arbeid og har uoppgitt eller null arbeidstid, fastsettes arbeidstiden som følger: Hvis vedkommende oppgir at heltid passer best på sin situasjon, gis han medianverdien for arbeidstiden til andre fedre som karakteriserer jobben sin som heltid (40 timer pr. uke - likt for 1998, 1999 og 2002). Hvis vedkommende oppgir at deltid passer best, gis han den gjennomsnittlige arbeidstiden til andre fedre som karakteriserer jobben som deltid (19 timer i 1998, 23 timer 1999 og 24 timer i 2002).

1998: Uoppgitt yrkesdeltakelse: 20 av 1175 fedre (1,7%). Redusert til 5 (0,4%) ved bruk av andre yrkesopplysninger. Uoppgitt permisjon blant yrkesaktive: 67 av 1130 (5,9%). Redusert til 2 (0,2%) etter bruk av andre opplysninger. Uoppgitt eller null arbeidstid blant dem som er i jobb: (39+3=42) av 1109 (3,8%). Ingen er missing etter imputering av arbeidstid.

1999: Opplysninger om yrkesdeltakelse ble gitt ved indirekte intervju og er fullstendig for alle fedre (1560 personer). Likeså fullstendige opplysninger om permisjon for alle yrkesaktive fedre (1508). Spørsmålet om arbeidstid ble bare stilt direkte, og opplysninger finnes fra 1319 av 1485 fedre i arbeid, dvs. det mangler opplysninger om arbeidstid for 166 fedre. I tillegg oppga 4 en arbeidstid på null timer. Inkludert disse blir det 170 missing (11,4%). Det er fortsatt 6 missing etter imputering av arbeidstid.

2002: Opplysninger om yrkesdeltakelse ble enten gitt ved direkte eller ved indirekte intervju. Indirekte intervju er bare brukt der far ikke kan treffes, og opplysninger om arbeidstid er kun gitt direkte. Det er manglende svar på yrkesdeltakelse for 69 av de i alt 1451 fedrene (4,8%). Blant yrkesaktive fedre er det bare 1 av 1320 (0,1%) som har uoppgitt på spørsmålet om permisjon. Spørsmålet om arbeidstid ble bare stilt direkte, og 1028 av 1282 fedre i arbeid har svart, dvs. det mangler opplysninger om arbeidstid for 254 fedre. I tillegg oppga 1 en arbeidstid på null timer, slik at det i alt blir 255 med manglende informasjon (19,9%). Det er fortsatt 3 missing etter imputering av arbeidstid.

Mer uoppgitt på fedres arbeidstid i 2002 enn i 1999 skyldes hovedsakelig større frafall av fedre til direkte intervju (svarprosent 75,9 mot 88,8).

Utdanning:

Mor: Registeropplysninger. 1998 og 1999: Standard for utdanningsgruppering 1989. 2002: Norsk standard for utdanningsgruppering 2000. Endringer berører inndelingen av videregående utdanning og lavere grader, universitet og høyskole. Videregående brukes derfor som en gruppe og lavere grad som en gruppe.

Far: Skjemaopplysning for 1998 og 1999, registeropplysninger for 2002.

Vedlegg B

Tabeller

Tabell B1. Yrkesdeltakelse blant mødre og fedre med barn i kontantstøttealder (1-2 år)

	1998		1999		2002	
	Antall	Prosent	Antall	Prosent	Antall	Prosent
Alle mødre:	1 233	100,0	1 694	100,0	1 574	100,0
Yrkesaktiv ¹	952	77,2	1 291	76,2	1 207	76,7
I arbeid	760	61,6	1 061	62,6	926	58,8
heltid	375	30,4	468	27,6	428	27,2
deltid	384	31,1	589	34,8	498	31,6
uoppgitt	1	0,1	4	0,2		
I permisjon	191	15,5	230	13,6	281	17,9
lønnet	111	9,0	126	7,4	143	9,1
ulønnet	80	6,5	104	6,1	138	8,8
Uoppgitt	1	0,1				
Ikke yrkesaktiv	281	22,8	403	23,8	367	23,3
Gj.sn.lig arbeidstid blant personer i arbeid (timer/uke)	759	30,9	1 057	29,2	926	29,9
Gifte/samboende mødre ² :	1 166	100,0	1 560	100,0	1 451	100,0
Yrkesaktiv ¹	919	78,8	1 220	78,2	1 147	79,1
I arbeid	732	62,8	1 000	64,1	880	60,7
heltid	357	30,6	438	28,1	404	27,8
deltid	374	32,1	559	35,8	476	32,8
uoppgitt	1	0,1	3	0,2		
I permisjon	186	16,0	220	14,1	267	18,4
lønnet	109	9,4	123	7,9	140	9,7
ulønnet	77	6,6	97	6,2	27	8,8
Uoppgitt	1	0,1				
Ikke yrkesaktiv	247	21,2	340	21,8	304	21,0
Gj.sn.lig arbeidstid blant personer i arbeid (timer/uke)	731	30,7	997	29,2	880	29,8
Gifte/samboende fedre ² :	1 170	100,0	1 560	100,0	1 382	100,0
Yrkesaktiv ¹	1 130	96,6	1 508	96,7	1 320	95,5
I arbeid	1 109	94,8	1 485	95,2	1 282	92,8
lang heltid (40 t +)	416	35,6	551	35,3	408	29,5
annen hel-/deltid (1-40 t)	693	59,2	928	59,5	871	63,0
uoppgitt			6	0,4	3	0,2
I permisjon	19	1,6	23	1,5	37	2,7
lønnet	15	1,3	13	0,8	27	2,0
ulønnet	4	0,3	10	0,6	10	0,7
Uoppgitt	2	0,2			1	0,1
Ikke yrkesaktiv	40	3,4	52	3,3	62	4,5
Gj.sn.lig arbeidstid blant personer i arbeid (timer/uke)	1 109	42,2	1 479	42,5	1 279	41,8

¹ Har vanligvis inntektsgivende arbeid. ² Ulikt antall gifte/samboende mødre og gifte/samboende fedre skyldes at antallet med manglende opplysninger om yrkesaktivitet varierer i de to gruppene.

Tabell B2. Beskrivende statistikk - avhengige variable

Variabel	Alle år		1998		1999		2002	
	Antall	Prosent	Antall	Prosent	Antall	Prosent	Antall	Prosent
Alle mødre:								
<i>Valg I (alle):</i>								
Yrkesaktiv	3 450	76.7	952	77.2	1 291	76.2	1 207	76.7
Ikke yrkesaktiv	1 051	23.3	281	22.8	403	23.8	367	23.3
<i>Valg II (sysselsatte):</i>								
I arbeid	2 747	79.7	760	79.9	1 061	82.2	926	76.7
Ikke i arbeid (permisjon)	702	20.4	191	20.1	230	17.8	281	23.3
<i>Valg III (personer i arbeid):</i>								
Heltid	1 271	46.4	375	49.4	468	44.3	428	46.2
Deltid	1 471	53.7	384	50.6	589	55.7	498	53.8
Gjennomsnittlig arbeidstid, alle (timer/uke) ¹	4 495	18.2	1 231	19.0	1 690	18.3	1 574	17.6
Gifte/samboende mødre:								
<i>Valg I (alle):</i>								
Yrkesaktiv	3 286	78,7	919	78,8	1 220	78,2	1 147	79,1
Ikke yrkesaktiv	891	21,3	247	21,2	340	21,8	304	21,0
<i>Valg II (sysselsatte):</i>								
I arbeid	2 612	79,5	732	79,7	1 000	82,0	880	76,7
Ikke i arbeid (permisjon)	673	20,5	186	20,3	220	18,0	267	23,3
<i>Valg III (personer i arbeid):</i>								
Heltid	1 199	46,0	357	48,8	438	43,9	404	45,9
Deltid	1 409	54,0	374	51,2	559	56,1	476	54,1
Gjennomsnittlig arbeidstid, alle (timer/uke) ¹	4 172	18,7	1 164	19,3	1 557	18,7	1 451	18,1
Gifte/samboende fedre:								
<i>Valg I (alle):</i>								
Yrkesaktiv	3 958	96,3	1 130	96,6	1 508	96,7	1 320	95,5
Ikke yrkesaktiv	154	3,8	40	3,4	52	3,3	62	4,5
<i>Valg II (yrkesaktive):</i>								
I arbeid	3 876	98,0	1 109	98,3	1 485	98,5	1 282	97,2
Ikke i arbeid (permisjon)	79	2,0	19	1,7	23	1,5	37	2,8
<i>Valg III (personer i arbeid):</i>								
Lang heltid (40 t +)	1 375	35,6	416	37,5	551	37,3	408	31,9
Vanlig hel-/deltid (1-40 t)	2 492	64,4	693	62,5	928	62,8	871	68,1
Gjennomsnittlig arbeidstid, alle (timer/uke) ¹	4 100	39,8	1 168	40,1	1 554	40,5	1 378	38,8

¹ Arbeidstiden til personer som ikke er i arbeid er satt lik null

Tabell B3a. Beskrivende statistikk - uavhengige variable. Alle mødre

Variabel	Alle år		1998		1999		2002	
	Antall	Prosent	Antall	Prosent	Antall	Prosent	Antall	Prosent
Alder (år)	4 501	31,2	1 233	30,4	1 694	31,6	1 574	31,4
Utdanningsnivå:								
Grunnskole ^a	241	5,4	63	5,1	86	5,1	92	5,8
Videregående	2 420	53,8	667	54,1	937	55,3	816	51,8
Univ./høgskole, lavere nivå	1 460	32,4	388	31,5	535	31,6	537	34,1
Univ./høgskole, høyere nivå	245	5,4	65	5,3	79	4,7	101	6,4
Uoppgitt ^a	135	3,0	50	4,1	57	3,4	28	1,8
Utdanningsretning:								
Lærerutd./pedagogikk	466	10,4	120	9,8	172	10,2	174	11,1
Helse-, sosial og idrettsfag	725	16,2	143	11,7	210	12,4	372	23,6
Samfunns- og juridiske fag	1 161	25,9	349	28,5	472	27,9	340	21,6
Annen utdanningsretning ^a	2 137	47,6	611	50,0	840	49,6	686	43,6
Jobbsektor ^b :								
Helse- og sosial	920	26,7	243	25,5	331	25,6	346	28,7
Barnehage	257	7,5	75	7,9	93	7,2	89	7,4
Skole	336	9,7	81	8,5	122	9,5	133	11,0
Annen sektor ^a	1 937	56,1	553	58,1	745	57,7	639	52,9
Antall barn:								
1 ^a	2 343	52,1	652	52,9	924	54,6	767	48,7
2	1 910	42,4	521	42,3	680	40,1	709	45,0
3 eller flere	248	5,5	60	4,9	90	5,3	98	6,2
Barn under kontantstøttealder:								
Ja	396	8,8	121	9,8	146	8,6	129	8,2
Nei ^a	4 105	91,2	1 112	90,2	1 548	91,4	1 445	91,8
Alder yngste kontantstøtte-berettigede barn (mndr)	4 501	23,1	1 233	21,9	1 694	23,8	1 574	23,4
Samlivsstatus:								
Gift	2 748	61,1	798	64,8	1 039	61,3	911	57,9
Samboer	1 429	31,8	368	29,9	521	30,8	540	34,3
Enslig ^a	323	7,2	66	5,4	134	7,9	123	7,8
Region:								
Oslo/Akershus ^a	934	20,8	245	19,9	356	21,0	333	21,2
Resten av Østlandet	1 102	24,5	294	23,8	403	23,8	405	25,7
Sør-/Vestlandet	1 531	34,0	438	35,5	561	33,1	532	33,8
Trøndelag	443	9,8	117	9,5	178	10,5	148	9,4
Nord-Norge	491	10,9	139	11,3	196	11,6	156	9,9
Innvandrerbakgrunn:								
Ja	289	6,4	69	5,6	109	6,4	111	7,1
Nei ^a	4 212	93,6	1 164	94,4	1 585	93,6	1 463	93,0
Barnehagemuligheter:								
Gode	1 891	42,0	442	35,9	750	44,3	699	44,4
Dårlige ^a	2 387	53,0	656	53,2	896	52,9	835	53,1
Uoppgitt/vet ikke	223	5,0	135	11,0	48	2,8	40	2,5
Lokal arbeidsledighetsprosent	4 499	2,8	1 231	2,7	1 694	2,7	1 574	3,1

^a Referansegruppe. ^b Kun yrkesaktive.

Tabell B3b. Beskrivende statistikk - uavhengige variable. Gifte/samboende mødre

Variabel	Alle år		1998		1999		2002	
	Antall	Prosent	Antall	Prosent	Antall	Prosent	Antall	Prosent
Alder (år)	4 177	31,4	1 166	30,5	1 560	31,8	1 451	31,6
Utdanningsnivå:								
Grunnskole ^a	194	4,6	49	4,2	70	4,5	75	5,2
Videregående	2 206	52,8	630	54,0	841	53,9	735	50,7
Univ./høyskole, lavere nivå	1 406	33,7	374	32,1	514	33,0	518	35,7
Univ./høyskole, høyere nivå	239	5,7	64	5,5	78	5,0	97	6,7
Uoppgitt ^a	132	3,2	49	4,2	57	3,7	26	1,8
Utdanningsretning:								
Lærerutd./pedagogikk	452	10,8	116	10,0	166	10,6	170	11,7
Helse-, sosial og idrettsfag	692	16,6	141	12,2	200	12,8	351	24,2
Samfunns- og juridiske fag	1 094	26,3	333	28,8	444	28,5	317	21,9
Annen utdanningsretning ^a	1 928	46,3	567	49,0	750	48,1	611	42,1
Jobbsektor ^b :								
Helse- og sosial	891	27,1	238	25,9	322	26,4	331	28,9
Barnehage	245	7,5	73	7,9	88	7,2	84	7,3
Skole	319	9,7	77	8,4	115	9,4	127	11,1
Annen sektor ^a	1 831	55,7	531	57,8	695	57,0	605	52,8
Antall barn:								
1 ^a	2 118	50,7	606	52,0	821	52,6	691	47,6
2	1 825	43,7	502	43,1	652	41,8	671	46,2
3 eller flere	234	5,6	58	5,0	87	5,6	89	6,1
Barn under kontantstøttealder:								
Ja	385	9,2	118	10,1	142	9,1	125	8,6
Nei ^a	3 792	90,8	1 048	89,9	1 418	90,9	1 326	91,4
Alder yngste kontantstøtte-berettigede barn (mndr)	4 177	23,1	1 166	21,9	1 560	23,7	1 451	23,3
Samlivsstatus:								
Gift ^a	2 748	65,8	798	68,4	1 039	66,6	911	62,8
Samboer	1 429	34,2	368	31,6	521	33,4	540	37,2
Region:								
Oslo/Akershus ^a	863	20,7	229	19,6	332	21,3	302	20,8
Resten av Østlandet	1 026	24,6	276	23,7	379	24,3	371	25,6
Sør-/Vestlandet	1 436	34,4	419	35,9	515	33,0	502	34,6
Trøndelag	413	9,9	115	9,9	159	10,2	139	9,6
Nord-Norge	439	10,5	127	10,9	175	11,2	137	9,4
Innvandrerbakgrunn:								
Ja	273	6,5	67	5,8	102	6,5	104	7,2
Nei ^a	3 904	93,5	1 099	94,3	1 458	93,5	1 347	92,8
Barnehagemuligheter								
Gode	1 722	41,2	408	35,0	680	43,6	634	43,7
Dårlige ^a	2 245	53,8	628	53,9	834	53,5	783	54,0
Uoppgitt/vet ikke	210	5,0	130	11,2	46	3,0	34	2,3
Lokal arbeidsledighetsprosent	4 175	2,8	1 164	2,7	1 560	2,7	1 451	3,1
Ektefelles/samboers utdanning:								
Grunnskole ^a	438	10,5	158	13,6	202	13,0	78	5,4
Videregående	2 083	49,9	501	43,0	744	47,7	838	57,8
Univ./høyskole, lavere nivå	865	20,7	226	19,4	296	19,0	343	23,6
Univ./høyskole, høyere nivå	700	16,8	235	20,2	309	19,8	156	10,8
Uoppgitt ^a	91	2,2	46	4,0	9	0,6	39	2,5
Ektefelle/samboer yrkesaktiv:								
Ja	3 952	96,3	1 124	96,6	1 508	96,7	1 320	95,5
Nei ^a	154	3,8	40	3,4	52	3,3	62	4,5
Ektefelles/samboers arbeidstid (timer/uke) ^b	4 094	40,5	1 162	40,7	1 554	41,0	1 378	39,7
Ektefelles/samboers arbeidstidsordning ^b :								
Vanlig dagtid	2787	67,9	746	64,1	1 063	68,1	978	70,7
Andre ordninger ^a	1 319	32,1	418	35,9	497	31,9	404	29,2
Ektefelles/samboers jobbvirksomhet ^b :								
Offentlig	958	23,3	275	23,6	402	25,8	281	20,3
Annen ^a	3 148	76,7	889	76,4	1 158	74,2	1 101	79,7

^a Referansegruppe. ^b Kun yrkesaktive.

Tabell B3c. Beskrivende statistikk - uavhengige variable. Gifte/samboende fedre

Variabel	Alle år		1998		1999		2002	
	Antall	Prosent	Antall	Prosent	Antall	Prosent	Antall	Prosent
Utdanningsnivå:								
Grunnskole ^a	433	10,5	158	13,5	202	13,0	73	5,3
Videregående	2 043	49,6	505	43,1	744	47,7	794	57,5
Univ./høgskole, lavere nivå	853	20,7	225	19,2	296	19,0	332	24,0
Univ./høgskole, høyere nivå	696	16,9	235	20,1	309	19,8	152	11,0
Uoppgitt	87	2,1	47	4,0	9	0,6	31	2,2
Jobb-virksomhet ^b :								
Offentlig	959	24,2	276	24,4	402	26,7	281	21,3
Annen ^a	2 999	75,8	854	75,6	1 106	73,3	1 039	78,7
Antall barn:								
1 ^a	2 081	50,6	608	52,0	821	52,6	652	47,2
2	1 803	43,9	504	43,1	652	41,8	647	46,8
3 eller flere	228	5,5	58	5,0	87	5,6	83	6,0
Barn under kontantstøttealder:								
Ja	381	9,3	117	10,0	142	9,1	122	8,8
Nei ^a	3 731	90,8	1 053	90,0	1 418	90,9	1 260	91,2
Alder yngste kontantstøtte-berettigede barn (mndr)	4 112	23,1	1 170	21,9	1 560	23,7	1 382	23,3
Samlivsstatus:								
Gift ^a	2 707	65,8	800	68,4	1 039	66,6	868	62,8
Samboer	1 405	34,2	370	31,6	521	33,4	514	37,2
Region:								
Oslo/Akershus ^a	846	20,6	230	19,7	332	21,3	284	20,6
Resten av Østlandet	1 003	24,4	276	23,6	379	24,3	348	25,2
Sør-/Vestlandet	1 419	34,5	421	36,0	515	33,0	483	35,0
Trøndelag	408	9,9	114	9,7	159	10,2	135	9,8
Nord-Norge	436	10,6	129	11,0	175	11,2	132	9,6
Lokal arbeidsledighetsprosent	4 110	2,8	1 168	2,7	1 560	2,7	1 382	3,1
Ektefelles/samboers utdanning:								
Grunnskole ^a	189	4,6	49	4,2	70	4,5	70	5,1
Videregående	2 175	52,9	632	54,0	841	53,9	702	50,8
Univ./høgskole, lavere nivå	1 382	33,6	374	32,0	514	33,0	494	35,8
Univ./høgskole, høyere nivå	237	5,8	64	5,5	78	5,0	95	6,9
Uoppgitt ^a	129	3,1	51	4,4	57	3,7	21	1,5
Ektefelle/samboer yrkesaktiv:								
Ja	3 235	78,8	917	78,8	1 220	78,2	1 098	79,5
Nei ^a	871	21,2	247	21,2	340	21,8	284	20,6
Ektefelles/samboers arbeidstid (timer pr. uke) ^b	4 101	23,6	1 162	23,9	1 557	22,9	1 382	24,0
Ektefelles/samboers arbeidstidsordning ^b :								
Vanlig dagtid	2 150	52,4	600	51,6	820	52,6	730	52,8
Andre ordninger ^a	1 956	47,6	564	48,5	740	47,4	652	47,2
Ektefelles/samboers jobbsektor ^b :								
Helse	878	21,4	238	20,5	322	20,6	318	23,1
Barnehage	243	5,9	73	6,3	88	5,6	82	5,9
Skole	311	7,6	77	6,6	115	7,4	119	8,6
Annen ^a	1 803	43,9	529	45,5	695	44,6	579	41,9
Ektefelle/samboer har innvandrerbakgrunn:								
Ja	267	6,5	69	5,9	102	6,5	96	7,0
Nei ^a	3 845	93,5	1 101	94,1	1 458	93,5	1 286	93,1

^a Referansegruppe. ^b Kun yrkesaktive.

Tidligere utgitt på emneområdet*Previously issued on the subject***Norges offisielle statistikk (NOS)**

- C148: Arbeidsmarkedsstatistikk 1993 Hefte I
Hovedtall
- C256: Arbeidsmarkedsstatistikk 1994 Hefte I
Hovedtall
- C325: Arbeidsmarkedsstatistikk 1995 Hefte I
Hovedtall
- C467: Arbeidsmarkedsstatistikk 1996-1997
- C748: Arbeidskraftundersøkelsen 2001

Notater

- 1998/61: Rønning, Elisabeth: Barnefamiliers tilsynsordninger, yrkesdeltakelse og økonomi før innføringen av kontantstøtte. Hovedresultater og dokumentasjon.
- 2002/24: Bø, Tor Petter og Inger Håland: Dokumentasjon av arbeidskraftundersøkelsen (AKU).
- 2004/82: Håland, Inger og Gunn Næringsrud: Kontantstøtte og Arbeidskraftundersøkelsen (AKU).

Rapporter (RAPP)

- 1999/27: Reppen, Heidi Kristin og Elisabeth Rønning: Barnefamiliers tilsynsordninger, yrkesdeltakelse og bruk av kontantstøtte våren 1999.
- 2001/3: Marit Rønsen: Market work, child care and the division of household labour. Adaptations of Norwegian mothers before and after the cash for care reform.
- 2001/5: Håkonsen, Lars, Tom Kornstad, Knut Løyland og Thor Olav Thoresen: Kontantstøtten - effekter på arbeidstilbud og inntektsfordeling.
- 2001/7: Sollie, Marthe og Ingvild Svendsen: En økonometrisk studie av arbeidstilbudet i Norge.
- 2003/5: Kitterød, Ragni Hege: Tid til barna? Tidsbruk og samvær med barn blant mødre med barn i kontantstøttealder.
- 2003/22: Næsheim, Helge Nome og Ylva Lohne: Kartlegging av bruken av deltid i arbeidslivet.
- 2004/6: Kitterød, Ragni Hege og Randi Kjeldstad: Foreldres arbeidstid 1991-2001 belyst ved SSBs arbeidskraftundersøkelser, tidsbruksundersøkelser og levekårsundersøkelser.
- 2004/29: Kjeldstad, Randi og Erik H. Nymoen: Kvinner og menn i deltidsarbeid. Fordeling og forklaringer.
- 2005/5: Bø, Tor Petter: Ulike arbeidskontrakter og arbeidstidsordninger. Rapport fra tilleggsundersøkelse til Arbeidskraftundersøkelsen (AKU) 2. kvartal 2004.

- 2005/10: Kitterød, Ragni Hege: Han jobber, hun jobber, de jobber. Arbeidstid blant par av småbarnsforeldre.

Sosiale og økonomiske studier (SØS)

- 98: Thor Olav Thoresen: Mikrosimulering i praksis. Analyser av endringer i offentlige overføringer til barnefamilier.

Statistiske analyser (SA)

- 35: Sosialt utsyn 2000. Bø, Tor Petter og Thomas Hugaas Molden: Kap. 5. Arbeid.
- 49: Kjeldstad, Randi og Marit Rønsen: Enslige forsørgere på arbeidsmarkedet 1980-1999. En sammenligning med gifte mødre og fedre.

Samfunnspeilet (SSP)

- 1991/3: Kjeldstad, Randi: Småbarnsmødrenes tiår på arbeidsmarkedet.
- 1994/3: Bø, Tor Petter: Flere kvinner i arbeid i Norge enn i EU.
- 1996/1: Kitterød, Ragni Hege og Kari Mette Roalsø: Arbeidstid og arbeidstidsønsker blant foreldre.
- 1997/1: Rønsen, Marit: Nordiske mødres inntog på arbeidsmarkedet.
- 1998/5: Dale, Trine: Mange vil bruke kontantstøtte, men ofte i mangel på noe bedre.
- 1998/5: Rønning, Elisabeth: Undersøkelsen om bruk av kontantstøtte.
- 1999/5: Rønning, Elisabeth: "Alle" vil ha kontantstøtte.
- 2000/5: Hellevik, Tale: Kontantstøtten: Flere småbarnsmødre har blitt deltidsarbeidere.
- 2002/4-5: Rønning, Elisabeth: Jakten på den moderne arbeider.
- 2002/4-5: Kitterød, Ragni Hege og Randi Kjeldstad: Strammere tidsklemme? Endringer i mødres og fedres arbeidstid på 1990-tallet.
- 2003/6: Daugstad, Gunnlaug: Den kjønnsdelte arbeidsmarknaden.
- 2004/6: Rønsen, Marit: Kontantstøtten og mødres arbeidstilbud: Større virkninger på lengre sikt.

Økonomiske analyser (ØA)

- 2001/1: Arbeidsmarkedet
- 2002/1: Arbeidsmarkedet
- 2003/1: Arbeidsmarkedet
- 2004/1: Arbeidsmarkedet
- 2005/1: Arbeidsmarkedet
- 2003/5: Håkonsen, Lars, Tom Kornstad, Knut Løyland og Thor Olav Thoresen: Politikken overfor familier med førskolebarn - noen veivalg.
- 2003/6: Lohne, Ylva og Helge Nome Næsheim: Omfanget av deltidsarbeid.
- 2004/1: Bø, Tor Petter: Høy yrkesdeltakelse blant kvinner i Norden.

Economic Survey

- 2003/1: Kitterød, Ragni Hege og Randi Kjeldstad: A new father's role? Employment patterns among Norwegian fathers 1991-2001.

De sist utgitte publikasjonene i serien Rapporter*Recent publications in the series Reports*

- 2004/28 M.I. Kirkeberg og J. Epland: Økonomi og levekår for ulike grupper, 2004. 2004 99s. 180 kr inkl. mva. ISBN 82-537-6708-0
- 2004/29 R. Kjeldstad og E.H. Nymoen: Kvinner og menn i deltidsarbeid. Fordeling og forklaringer. 2004. 126s. 210 kr inkl. mva. ISBN 82-537-6710-2
- 2005/1 J.E. Finnvold, J. Svalund og B. Paulsen: Etter innføring av fastleigeordning-brukervurderinger av allmennlegetjenesten. 2005. 91s. 180 kr inkl. mva. ISBN 82-537-6716-1
- 2005/2 D. Fredriksen, K. M. Heide, E. Holmøy og I. Foldøy Solli: Makroøkonomiske virkninger av pensjonsreformer. Beregninger basert på forslag fra pensjonskommisjonen. 2005. 50s. 180 kr inkl. mva. ISBN 82-537-6719-6
- 2005/3 E. Eng Eibak: Konsumprisindeks for Svalbard 2004. 2005 37s. 155 kr inkl. mva. ISBN 82-537-6722-6
- 2005/4 B. Olsen: Flyktninger og arbeidsmarkedet 4. kvartal 2003. 2005. 30s. 155 kr inkl. mva. ISBN 82-537-6724-2
- 2005/5 T.P. Bø. Ulike arbeidskontrakter og arbeidstidsordninger. Rapport fra tilleggssundersøkelse til Arbeidskraftundersøkelse (AKU). 2. kvartal 2004. 2005. 33s. 155 kr inkl. mva. ISBN 82-537-6735-8
- 2005/6 G. Berge, T. Kirkemo, R. Straumann og J.K. Undelstvedt: Ressursinnsats, utslipp og rensing i den kommunale avløpssektoren 2003. 2005. 82s. 180 kr inkl. mva. ISBN 82-537-6737-4
- 2005/7 E. Ugreniov: Levekår blant alenemødre. 2005. 37s. 155 kr inkl. mva. ISBN 82-537-6745-5
- 2005/8 B. Halvorsen, B.M. Larsen og R. Nesbakken: Pris- og inntektsfølsomhet i ulike husholdningers etterspørsel etter elektrisitet, fyringsoljer og ved. 2005. 38s. 155 kr inkl. mva. ISBN 82-537-6752-8
- 2005/9 T. Skardhamar: Lovbruddskarrierer og levekår. En analyse av fødselskullet 1977. 2005. 47s. 155 kr inkl. mva. ISBN 82-537-6760-9
- 2005/10 R.H. Kitterød: Hun jobber, de jobber. Arbeidstid blant par av småbarnsforeldre. 2005. 60s. 180 kr inkl.mva. ISBN 82-537-6775-7
- 2005/11 M. Mogstad: Fattigdom i Stor-Osloregionen. 2005. 47s. 155 kr inkl. mva. ISBN 82-537-6777-3
- 2005/12 Å. Cappeelen, F. Foyn, T. Hægeland, K.A. Kjesbu, J. Møen, G. Petterson og A. Raknerud: Årsrapport for skatteFUNN-evalueringen - 2004. 2005. 40s. 155 kr inkl. mva. ISBN 82-537-6780-3
- 2005/13 M. Greaker, P. Løkkevik og M. Aasgaard Walle: Utviklingen i den norske nasjonalformuen fra 1985- til 2004. Et eksempel på bærekraftig utvikling? 2005 44s. 155 kr inkl.mva. ISBN 82-537-6789-7
- 2005/14 D. Ellingsen og V. Sky: Virksomheter som ofre for økonomisk kriminalitet. 2005. 33s. 155 kr inkl. mva. ISBN 82-537-6805-2
- 2005/15 O.F. Vaage: Tid til arbeid. Arbeidstid blant ulike grupper og i ulike tidsperioder, belyst gjennom tidsbruksundersøkelsene 1971-2000. 2005. 33s. 155 kr inkl. mva. ISBN 82-537-6807-9
- 2005/16 J. Epland: Veier inn i og ut av fattigdom: Inntektsmobilitet blant lavinntektsushold. 2005. 36s. 155 kr inkl. mva. ISBN 82-537-6812-5
- 2005/17 A. Thomassen: Byggekostnadsindeks for veganlegg. Kostnadsundersøkelsen. Vekter og representantvarer 2004. 2005. 45s. 155 kr inkl. mva. ISBN 82-537-6813-3
- 2005/18 B.M. Larsen og R. Nesbakken: Formålsfordeling av husholdningenes elektrisitetsforbruk i 2001. Sammenligning av formålsfordelingen i 1990 og 2001. 41s. 155 kr inkl. mva. ISBN 82-537-6816-8
- 2005/19 B.Olsen og M. Thi Van: Funksjonshemmede på arbeidsmarkedet. Rapport fra tilleggssundersøkelse til Arbeidskraftundersøkelsen (AKU) 4. kvartal 2004. 71s. 180 kt inkl. mva. ISBN 82-537-6818-4