

Kontantstøtten og mødres arbeidstilbud; Varig effekt eller retur til arbeid?*

Pål Schøne^A

Sammendrag

Tidligere studier har vist at kontantstøtten har hatt negativ (om enn moderat) effekt på mødres arbeidstilbud. Nå spør vi om den negative effekten er en varig effekt eller om mødre returnerer til jobb når kontantstøtteperioden er over. For å svare på dette spørsmålet betrakter vi innføringen av kontantstøtten som et naturlig eksperiment. Vi sammenligner endring i arbeidstilbudet for mødre med rett til kontantstøtte med endring i arbeidstilbudet til mødre uten rett til kontantstøtte. Resultatene viser at kontantstøtten ikke har noen varige effekter på mødres arbeidstilbud. Kontantstøtten reduserer mødrenes arbeidstilbud på kort sikt, men evaluert i det siste året i kontantstøtteperioden, så er den negative effekten kraftig redusert.

1 INNLEDNING

Norge har, sammenlignet med mange andre land, en relativt sjenerøs familiepolitikk. Betalt fødselspermisjon og subsidierte barnehager er to eksempler på dette. Familiepolitikken bidrar til omfordeling til fordel for barnefamilier. Familiepolitikken har også som mål å øke yrkesaktiviteten blant kvinner (mødre), dels ved praktisk tilrettelegging og dels ved økonomiske insentiver. Folketrygdens ytelser i forbindelse med fødsel og adopsjon er for eksempel knyttet til tidligere arbeidsinntekt, og Arbeidsmiljøloven sikrer rett til fri fra arbeidet ved svangerskap og fødsel og ved barn og barnepassers sykdom. Slike ordninger gir unge kvinner incentiver til å starte en arbeidsmarkedskarriere før de får barn. Dette kan gi en sterkere tilknytning til arbeidsmarkedet, og lette senere retur til arbeidsmarkedet. Kvinners yrkesdeltagelse har da også økt kraftig i Norge løpet av de siste 30 år, fra omtrent 52 prosent i 1972 til over 80 prosent i 2002 for kvinner i aldersgruppen 25-54 år (SSB 2003).¹

I denne artikkelen analyserer vi konsekvensene av en offentlig reform som har et noe annet fokus og som skaper noen andre incitament. Kontantstøtten ble innført 1. august 1998 for ett-åringer og fra 1. januar 1999 for både ett- og toåringer. Støtten gis etter søknad og utbetales hver måned f.o.m. måneden etter at barnet har fylt ett år t.o.m. den måneden barnet fyller 3 år.

* Artikkelen er en del av rapporteringen fra prosjektet: «Barnefamiliers tilpasning. Effekter av kontantstøtten på tilbudet av arbeidskraft», finansiert av Norges forskningsråd under Velferdsprogrammet. Takk til Hege Torp, Anne Lise Ellingsæter og en anonym konsulent for verdifulle kommentarer.

^A Pål Schøne er dr. polit i samfunnsøkonomi fra Universitetet i Oslo, 2001. Han er forsker II ved Institutt for samfunnsforskning.

¹ Prosenttall målt som sysselsatte i prosent av personer i alt i aldersgruppen 25-54 år.

Kontantstøtten utbetales bare til barn som ikke har barnehageplass med statlig driftstilskudd. Ved opphold i barnehage 30 timer eller mindre per uke utbetales gradert kontantstøtte, det vil si en andel av den fulle støtten.

Formålet med kontantstøttereformen var tredelt: For det første å fordele offentlige overføringer mer likt mellom foreldre som benytter og foreldre som ikke benytter offentlig subsidierte barnehagetjenester. For det andre å motivere foreldre til å tilbringe mer tid sammen med barna sine, og for det tredje å gi foreldrene mer fleksibilitet i valget mellom arbeid og fritid/egen omsorg.

En udiskutabel konsekvens av kontantstøttereformen er at den relative prisen på barnehagetjenester øker.² La oss anta at foreldre ved valg av ordning for pass av barn står overfor tre typer av løsninger: (1) De kan utføre omsorgsarbeidet selv, (2) de kan få andre til å utføre omsorgsarbeidet og eventuelt betale for det (slektninger, naboer, dagmammaer og praktikanter), eller (3) de kan benytte seg av en barnehage med statlig driftstilskudd. Etter innføringen av kontantstøtten vil familier med barn 1-2 år (1-3 år) få utbetalt kontantstøtte dersom de velger løsning (1) eller (2), men ikke hvis de velger løsning (3). Sammenlignet med situasjonen før innføringen av kontantstøtten er det grunn til å tro at rett til kontantstøtte fører til at flere velger løsning (1) og (2) og færre velger løsning (3). I den grad flere velger å utføre (hele eller deler av) omsorgsarbeidet selv, vil foreldrenes yrkesaktivitet reduseres. Dette betyr i så fall at rett til kontantstøtte gir redusert tilbud av arbeidskraft.

Siden introduksjonen har reformen blitt evaluert i forhold til både familie-, likestillings- og arbeidsmarkedsmessige konsekvenser (se Baklien et al. 2001 for en oversikt over evalueringer). Når det gjelder arbeidsmarkedsmessige konsekvenser foreligger det studier av blant annet Hellevik (2000), Rønsen (2001), Knudsen (2001), Håkonsen et al. (2001) og Schøne (2002, 2004). Disse har alle studert kortsiktige effekter av kontantstøtten på arbeidstilbudet for kvinner. Det virker å være en ganske bred enighet om at kontantstøtten har bidratt til å redusere mødres arbeidstilbud, selv om bidraget har blitt vurdert til å være relativt moderat.

Alle disse studiene har evaluert kontantstøtten på et gitt tidspunkt, og relativt kort tid etter innføringen av kontantstøtten. I denne artikkelen går vi litt videre og forsøker å besvare følgende spørsmål: *Er den negative effekten en varig effekt, eller returnerer mødre til arbeid når kontantstøtteperioden er over?* Vi mener at det er viktig å svare på dette spørsmålet fordi det kan si noe om kvinners langsiktige tilpasning på arbeidsmarkedet, og dermed tilgangen på arbeidskraft. En varig reduksjon i kvinners yrkesdeltagelse vil også ha en negativ effekt på kvinners fremtidige pensjonsrettigheter.³

I Norge vil man - som i de fleste andre OECD-land - i årene som kommer stå overfor store utfordringer knyttet til at de eldre vil utgjøre en stadig økende andel av befolkningen. Denne «bølgen» kommer til Norge i ca år 2010 og varer frem til og med 2040. Færre yrkesaktive vil stå bak hver pensjonist. I dag er det i Norge ca fire personer i alderen 20-64 år for hver person over 65 år. I 2030 vil det være ca 2,5 (OECD 2001). Antall alderspensjonister vil øke med ca 50 prosent i denne perioden. Forsørgerbyrden, som faller på den yrkesaktive delen av befolkningen, vil dermed øke sterkt, og behovet for pleie- og omsorgstjenester vil øke.

Sett i lys av dette er det viktig å analysere effekter av kontantstøtten på arbeidstilbudet i et mer langsiktig perspektiv. Selv om eldrebølgen ennå er noen år unna, vil det være viktig å avdekke eventuelle varige effekter av kontantstøtten allerede nå, slik at tiltak kan settes inn for å stoppe en slik utvikling. Spesielt er dette viktig fordi eldrebølgen vil føre til økt behov for ansatte innenfor helse- og sosialsektorene. Dette er sektorer som tradisjonelt er svært kvinne-dominert, og som derfor vil bli sterkt berørt av en varig negativ effekt av kontantstøtten.

² Se for eksempel Strøm (1998) som viser at kontantstøtten virker ekvivalent på foreldrenes budsjettbetingelse med en ordning der alle berettigede foreldre får en økning i barnetrygden samtidig som statsstøtten til barnehagene fjernes.

³ Tidligere studier har vist at kontantstøtten ikke har noen effekt på fedrenes arbeidstilbud. Alle analysene i denne artikkelen fokuserer derfor på mødrenes arbeidstilbud.

Et av formålene med kontantstøtten var som nevnt over at foreldrene skulle få mulighet til å tilbringe mer tid sammen med barna sine i en periode mens de er små. Eventuelle negative effekter på arbeidstilbudet utover kontantstøtteperioden vil være en utilsiktet negativ effekt som bør rettes opp.

Artikkelen fortsetter som følger: Kapittel 2 motiverer de empiriske analysene ved å diskutere kontantstøtten innenfor et enkelt arbeidstilbudsrammeverk. Kapittel 3 presenterer vår strategi for å identifisere kausale sammenhenger mellom kontantstøtte og arbeidstilbud.

Kapittel 4 presenterer datamaterialet, utvalget av mødre samt variablene som benyttes i analysen. Kapittel 5 presenterer de empiriske resultatene. Kapittel 6 oppsummerer og konkluderer.

2 TEORETISK UTGANGSPUNKT

Som en motivasjon til de empiriske analysene diskuterer vi i dette avsnittet kontantstøtten innenfor et litt mer formelt rammeverk. Anta at vi har en familie som består av en mor, en far og et barn som har rettigheter til kontantstøtte. Vi antar at det kun er moren som er involvert i beslutningen knyttet til hvordan tiden skal fordeles mellom arbeid og fritid. Dette er en vanlig antagelse innenfor den teoretiske litteraturen om arbeidstilbud til småbarnsforeldre (se for eksempel Ribar 1992 eller Averett et al. 1997). En klar fordel med denne tilnærmingen er at standard resultater fra konsumentteorien gjelder. Antagelsen impliserer at adferden til andre medlemmer i familien er eksogene til morens beslutninger. Dette betyr at nytten til andre familiedlemmer ikke inngår i beslutningsprosessen til moren. Michalopoulos et al. (1991) hevder at dette er en valid antagelse dersom familiens arbeidstilbud bestemmes sekvensielt, hvor familien først bestemmer arbeidstilbudet til far, og at morens arbeidstilbud følger deretter som en respons på dette.⁴

I henhold til standard teori for arbeidstilbud vil moren tilpasse sitt arbeidstilbud slik at hun maksimerer verdien av konsum og fritid, gitt en budsjettbetingelse. Siden vi har antatt at familien har ett barn som har rettigheter til kontantstøtte, så vil budsjettbetingelsen bli positivt påvirket av kontantstøtten, betinget av at barnet ikke er i en offentlig subsidiert barnehage.

Innenfor et enkelt konsum-fritid rammeverk, viser figur 1 og 2 hvordan effekten av kontantstøtten på arbeidstilbudet vil avhenge av morens initiale valg av barneomsorg. Figur 1 illustrerer valget mellom fritid (L) og konsum (C) før og etter introduksjonen av kontantstøtten *for hjemmeverende mødre og arbeidende mødre som bruker dagmamma*. Vi antar i det følgende at moren kun har preferanser for konsum og fritid.

Den tykke linjen illustrerer budsjettbetingelsen som moren står overfor *før* kontantstøtte-reformen. Vi antar at moren, selv om hun ikke arbeider, har et minimum av ikke-arbeidsrelatert inntekt. Introduksjonen av kontantstøtten skifter budsjettkurven utover

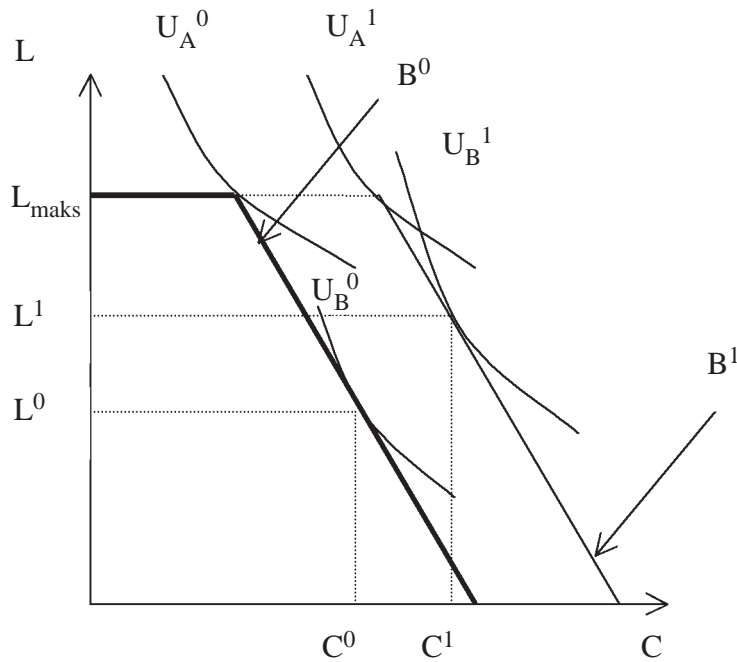
I diagrammet fra B_0 til B_1 . Vi ser at for disse to gruppene av mødre så har kontantstøtten kun en inntektseffekt.

For mødre som ikke arbeider før kontantstøtten (maks fritid, $L=L_{maks}$) vil kontantstøtten kun ha en inntektseffekt, og kontantstøtten vil ha en negativ effekt på deres incitament for å delta på arbeidsmarkedet. For arbeidende mødre med dagmamma så antar vi at preferansene mellom arbeid og fritid i utgangspunktet er gitt ved U_B^0 . Hun konsumerer L^0 enheter med fritid og C^0 og C^0 enheter av konsum. Tilbudet av arbeidskraft blir $L_{maks}-L^0$.

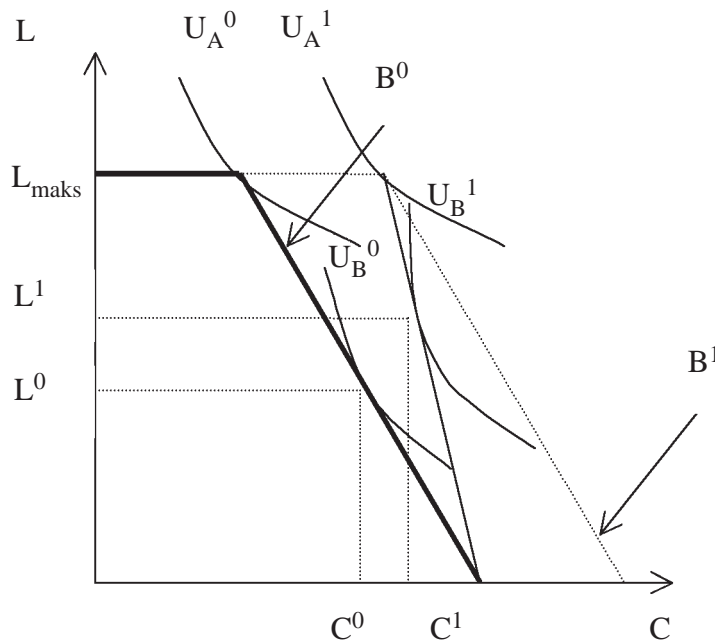
Dersom U_B^1 representerer morens preferanser, vil hun velge å ta ut mer fritid, og derfor arbeide mindre (tilbudet av arbeidskraft er $L_{maks}-L^1$). Hvis fritid er et normalt gode vil hun alltid velge å redusere antall arbeidstimer. Størrelsen på reduksjonen vil avhenge av størrelsen

⁴ Antagelsen om den individuelle beslutningstakeren er selvsagt en forenkling. Mange former for familiepolitikk som tenkes å påvirke arbeidstilbudet vil best bli forstått innenfor en modell hvor det er familien som er beslutningsenhet, med potensielt forskjellige preferanser. For en oversikt over perspektiver på ulike former for samhandling og konflikter i beslutningsprosessen blant foreldre, se for eksempel Lommerud (1996).

Figur 1. Tilbud av arbeidskraft før og etter introduksjonen av kontantstøtten. For ikke-arbeidende mødre og arbeidende mødre som bruker dagmamma.



Figur 2. Tilbud av arbeidskraft før og etter introduksjonen av kontantstøtten. For arbeidende mødre som bruker barnehage.



på kontantstøtten, samt morens preferanser for fritid og konsum. I ekstremtilfellet vil hun velge å ta ut maksimalt med fritid og trekke seg helt ut av arbeidsmarkedet. I eksempelet vist i figuren ser vi at arbeidstiden reduseres fra L^0 til L^1 , slik at den aktuelle moren fortsatt velger å være yrkesaktiv også etter reformen.

For arbeidende mødre som initialt bruker *barnehager*, så vil effekten av kontantstøtten blant annet avhenge av om barnet går i barnehage på heltid eller deltid. Dette er illustrert i figur 2.

Som i figur 1, så er budsjettbetingelsen i utgangspunktet gitt ved den tykke linjen (B^0). Vi

antar at moren arbeider, og når hun arbeider så er barnet plassert i en offentlig subsidiert barnehage. Derfor, en arbeidstime betyr en time med barnepass i barnehage.⁵ Dersom moren i utgangspunktet arbeider full tid, så er barnet full tid i barnehage. Moren får derfor ingen kontantstøtte.

Som nevnt tidligere, mødre som har barn i barnehage på deltidbasis, vil få en andel av full kontantstøtte, avhengig av antall timer i barnehage. For mødre som i utgangspunktet bruker barnehage på deltidbasis, så skifter budsjettkurven fra B^0 til B^1 . For denne gruppen

skaper kontantstøtten både en substitusjonseffekt og en inntektseffekt. Hvis fritid er et normalt gode, så vil begge effektene virke i samme retning, mot mer fritid og mindre arbeid.

Dette er illustrert ved endringen i konsum-fritid kombinasjonen fra (L^0, C^0) til (L^1, C^1) . Som i figur 1, størrelsen på reduksjonen i arbeid, vil avhenge av størrelsen på kontantstøtten og morens preferanser for fritid og konsum. Budsjettsettet B^0 og B^1 i figur 2 er tegnet for et gitt valg av barnepass (barnehage).

Dersom alle mødre betraktet barnehager og dagmamma som perfekte substitutter, ville alle mødre som tidligere hadde barna i barnehager velge å bruke dagmamma i stedet. Da vil budsjettbetingelsen være gitt ved B^1 . For et gitt nivå på markedsarbeid, så vil konsummulighetene øke. Igjen, dersom fritid er et normalt gode, så vil dette redusere arbeidstilbudet. Prediksjonene fra figurene 1 og 2 er at kontantstøtten vil redusere arbeidstilbudet til mødre med barn som har rettigheter til kontantstøtte.

Så langt har vi antatt at moren kun har preferanser for konsum og fritid. Det er rimelig å tro at hun vil ha preferanser for kvaliteten på barneomsorgen også (Connelly 1992, Ribar 1992, Håkonsen et al. 2001, og Kornstad og Thoresen 2002 er eksempler på analyser som inkorporerer dette).

Dersom moren bruker barnehage før introduksjonen av kontantstøtten, men betrakter egen omsorg som bedre sammenlignet med både barnehage og dagmamma, så vil innføringen av kontantstøtten gjøre det mulig å gjøre mer av barneomsorgen selv, og derfor vil hun redusere sin tid i arbeidsmarkedet. Motsatt, hvis brukere av barnehagetjenester betrakter denne formen for barneomsorg som bedre sammenlignet med både dagmamma og egen omsorg, så vil de kunne være villige til å betale en «kvalitetspremie» for denne type barneomsorg. Dersom dette er tilfelle, vil færre mødre trekke seg tilbake fra arbeidsmarkedet, til tross for kontantstøtten.

I sum, standard økonomisk teori predikerer at innføringen av kontantstøtten vil ha en negativ effekt på arbeidstilbudet. Men, om innføringen vil føre til en markert reduksjon i arbeidstilbudet vil blant annet avhenge av mødres preferanser for ulike typer av barnepass.

Som nevnt i innledningen, norske studier gir i hovedsak støtte til prediksjonene fra økonomisk teori. Arbeidstilbudet blant kontantstøtteberettigede mødre har blitt redusert etter innføringen av kontantstøtten. I denne artikkelen ønsker vi å undersøke om dette er en varig eller forbigående effekt.

Er det noen grunn til å tro at kontantstøtten skal ha noen varig effekt på mødres arbeidstilbud? Dersom en mor først tar ut fødselspermisjon og deretter tar ut full kontantstøtte, og velger å være hjemme i hele perioden, vil hun være ute av arbeidsmarkedet i tre år. Det er flere grunner til at fravær fra arbeidsmarkedet i en såpass lang periode kan ha negative konsekvenser for senere yrkesdeltagelse.

En helt sentral økonomisk teori som belyser sammenhengen mellom perioder ute av arbeidsmarkedet og senere yrkeskarriere, er teorien om personkapital (Mincer og Polachek 1974; Mincer og Ofek 1982; Becker 1985, 1991; O'Neill og Polachek 1991). I følge denne teorien er det flere grunner til at perioder ute av arbeidsmarkedet kan henge negativt sammen med senere arbeidsmarkedstilpasning:

⁵ Antagelsen om hver time arbeid krever like lang tid i barnehage (eller dagmamma), omtales som regel som «fixed link antagelsen» (Illmakunnas, 1997).

i) Verdien av personkapitalen forringes i perioder ute av arbeidsmarkedet. Kunnskap og kompetanse foreldes eller glemmes.⁶

ii) Det akkumuleres ikke ny personkapital. Personer som er ute av arbeidsmarkedet går glipp av både generell yrkeserfaring og opplæring på arbeidsplassen. Begge disse to tingene kan ha negative konsekvenser for mulighetene til å komme tilbake i jobb.

iii) Uobservert heterogenitet. I motsetning til de to første årsakene, så fokuserer ikke denne på kausale effekter av perioder ute av arbeidsmarkedet, men heller på sammenhengen som et resultat av uobservert heterogenitet. Dersom personer som mottar kontantstøtte avviker systematisk mht til noen uobserverte egenskaper som er korrelert med yrkesdeltagelse, så vil en effektanalyse av kontantstøtten som ikke tar hensyn til dette gi skjeve estimatører. Vi møter dette problemet ved å benytte en såkalt naturlig-eksperimenttilnærming. Denne er forklart nærmere i kapittel 3.

Det finnes en rekke internasjonale studier som har sett på sammenhengen mellom generell fødselspermisjon og mødres yrkesdeltagelse (se for eksempel Rønsen og Sundström 1996, Klerman og Leibowitz 1997, eller Ruhm 1998). Men – bortsett fra Finland - finnes det ingen land som har en tilsvarende ordning som kontantstøtten. Derfor er det ikke noen internasjonale studier å trekke på. Når det gjelder Finland, så har Ilmakunnas (1997) evaluert denne reformen i forhold til etterspørsel etter barneomsorg.⁷

3 STRATEGI FOR IDENTIFIKASJON

For å måle effekten av kontantstøtten på arbeidstilbudet ønsker vi å sammenligne endring i arbeidstilbudet for mødre med rettigheter til kontantstøtte med endring i arbeidstilbudet for mødre uten rettigheter til kontantstøtte. En god sammenligningsgruppe er en som er mest mulig lik gruppen med rett til kontantstøtte, med det viktige unntak av den ikke har rett til kontantstøtte. Dette er en sammenligningsgruppe som skal simulere endringen i arbeidstilbudet for den gruppen med rett til kontantstøtte dersom den ikke hadde hatt rett til kontantstøtte.

Innføringen av kontantstøtten er det som innenfor samfunnsvitenskapene kan kalles et *naturlig eksperiment*. Politikken endringen gir oss potensiell eksogen variasjon i rettigheter til kontantstøtten mellom mødre og fedre *med* rettigheter og mødre og fedre *uten* rettigheter. Det er denne variasjon vi benytter til å evaluere reformen i denne artikkelen.⁸ Men siden rettigheter til kontantstøtte gjelder hele landet, og omfatter alle mødre og fedre med barn i samme alder, har vi likevel ingen opplagt sammenligningsgruppe.

Vår strategi er følgende: Vi tar utgangspunkt i mødre som får barn i løpet av 1998. Dette er et årskull av mødre som har fulle rettigheter til å motta kontantstøtte. For denne gruppen observerer vi endring i arbeidstilbudet fra året før fødselen til henholdsvis ett, to og tre år etter fødselen, det vil si fra 1997 til henholdsvis 1999, 2000 og 2001. År 2001 er innenfor kontantstøtteperioden for mødre som fødte barn i 1998, men det er det siste året som denne kohorten av mødre har rett til kontantstøtte, og alle mødrene i denne kohorten (unntatt mødre som fødte i desember 1998) vil i løpet av 2001 miste retten til kontantstøtte for barnet de fødte i 1998. Vi

⁶ I tillegg, mødre som var sysselsatt før fødselen, og som trekker seg ut av arbeidsmarkedet i hele kontantstøtteperioden, vil heller ikke ha noen lovbestemt rett til å returnere til tidligere jobb. Fødselspermisjon garanterer moren rett til betalt permisjon det første året etter fødselen. I tillegg, hver forelder har rett til å forelenge permisjonstiden med ett år (ubetalt). Derfor, hver forelder har rett til to års permisjon (en betalt, en ubetalt) etter fødselen. Men, dersom moren tar ut full kontantstøtte, og er hjemme under hele perioden, vil hun være ute av arbeidsmarkedet i tre år, og hun vil ikke ha noen garanti for retur til sin gamle jobb.

⁷ I tillegg, Rissanen og Knudsen (2001) har analysert utvikling i mødres arbeidsmarkedstilknytning i Finland i perioden 1985-1990, men det gjennomføres ingen effektevaluering av reformen.

⁸ Fra de senere år er det flere eksempler på studier som utnytter ulike politikkenninger for å estimere endringer i arbeidstilbudet (Gruber 1994, Yelowitz 1995, Eissa 1995, 1996, Eissa og Liebman 1996, Ondrich et al. 1996, Klerman og Leibowitz 1997, Eissa og Hoynes 1998, Blundell et al. 1998, Waldfogel 1999 og Meyer og Rosenbaum 2000).

mener derfor at dette er et godt post-behandlingsår for å svare på om kontantstøtten har varige effekter på mødres arbeidstilbud.⁹

Endring i arbeidstilbudet for denne gruppen av mødre sammenlignes med endring i arbeidstilbudet for en kohort av mødre som fødte i løpet av 1995 (ikke kontantstøtteberettigede mødre). For denne gruppen observerer vi også endring i arbeidstilbudet fra året før fødselen til henholdsvis ett, to og tre år etter fødselen, det vil si fra 1994 til henholdsvis 1996, 1997 og 1998.

Dette betyr at vi sammenligner endringen i arbeidstilbudet fra en pre til en post periode for like mødre (mødre med barn i samme alder) i forskjellige perioder (1994-1996,1997,1998 versus 1997-1999,2000,2001). Dette er en versjon av en standard «difference-in-differences» tilnærming. Vi gir den et norsk navn og kaller den «Forskjell-i-forskjeller» (FF).¹⁰

Men, denne tilnærmingen kontrollerer ikke for *andre* hendelser som i tid faller sammen med innføringen av kontantstøtten og som påvirker mødres arbeidstilbud («kalendereffekter»). Eksistensen av slike hendelser i perioden 1997-2001 – som er uavhengige av introduksjon av kontantstøtten – vil gjøre det vanskelig å isolere effekten av kontantstøtten fra effekten av slike hendelser. FF-estimatet vil i slike tilfeller gi skjeve estimatorer på effekten av kontantstøtten på arbeidstilbudet.

For å møte dette problemet sammenligner vi endringen i arbeidstilbudet for gruppen av mødre beskrevet ovenfor, med endring i arbeidstilbudet i de samme periodene (1994-1996, 1997,1998 og 1997-1999, 2000, 2001) for mødre med *eldre* barn som *ikke* har rett til kontantstøtte. Denne siste gruppen består av mødre som fødte i løpet av henholdsvis 1992 og 1995. Evalueringsperioden for disse to gruppene vil være 1994-1996,1997,1998 (for mødrene fra 1992) og 1997-1999, 2000, 2001 (for mødrene fra 1995). Barna til disse mødrene vil være mellom 2 og 6 år i evalueringsperioden.¹¹ Vår antagelse er at dersom en makroøkonomisk hendelse skjedde i perioden 1997-2001, så vil denne påvirke mødre med eldre barn på samme måte som den påvirker mødre med yngre barn.

Dette er en trippel-differanse tilnærming, og det man på engelsk kaller en «difference-in-difference-in-differences» metode. Vi gir også denne et norsk navn og kaller den «Forskjell-i-Forskjell-i-Forskjeller» (FFF). Denne tilnærmingens måten tar hensyn til at kontantstøttereformen (slik vi evaluerer den) skaper variasjon langs tre dimensjoner, (1) mellom mødre med barn i ulike aldre, (2) mellom pre- og post-perioder, og (3) mellom perioder med kontantstøtte og perioder uten kontantstøtte. Betingelsen for identifikasjon ved bruk av dette FFF-estimatet er at det ikke er noen samtidige sjokk som påvirker det relative utfallet til behandlingsgruppen (mødre med små barn relativt til mødre med eldre barn) i samme periode som kontantstøtten ble introdusert.

Vi kan illustrere FFF-tilnærmingen på følgende måte:

$$(1) \text{ FFF estimator} = \underbrace{\{Y_a^T - Y_b^T\}^{99-97} - \{Y_a^T - Y_b^T\}^{96-94}}_{FF_1} - \underbrace{\{Y_a^C - Y_b^C\}^{99-97} - \{Y_a^C - Y_b^C\}^{96-94}}_{FF_2}$$

I (1) benytter vi 1999 og 1996 som eksempler på post-perioder. I den første klammeparentesen har vi FF-estimatet for mødre med små barn, kalt behandlingsgruppen. $(Y_a^T - Y_b^T)^{99-97}$. Denne måler endring i arbeidstilbudet for kontantstøtteberettigede mødre med små barn fra 1997 til 1999. Y_a^T er et mål på arbeidstilbud for behandlingsgruppen etter fødselen, og Y_b^T er arbeids-

⁹ Merk at vi ikke benytter informasjon om mødre fra 1998 virkelig har mottatt kontantstøtte.

¹⁰ For en oversikt over fordeler og ulemper ved bruk av naturlige eksperimenter og «Forskjell-i-Forskjeller» tilnærming, se for eksempel Meyer (1995).

¹¹ Barn født i 1992 vil være to år i 1994 og seks år i 1998, mens barn født i 1995 vil være to år i 1997 og seks år i 2001.

tilbud for behandlingsgruppen før fødselen. Likeledes, $(Y_a^T - Y_b^T)^{96-94}$ måler endring i arbeidstilbudet for *ikke* kontantstøtteberettigede med yngste barn født i 1995, fra 1994 til 1996. Forskjellen mellom disse målene gir oss FF_1 -estimatet.

Den andre klammeparentesen presenterer FF -estimatene for mødre med eldre barn, kalt *kontrollgruppen*. Først, $(Y_a^C - Y_b^C)^{99-97}$ måler endring i arbeidstilbud for mødre med eldre barn fra 1997 til 1999. Likeledes, $(Y_a^T - Y_b^T)^{96-94}$ måler endring i arbeidstilbudet fra 1994 til 1996 til mødre med eldre barn (født i 1992). Forskjellen mellom disse to komponentene gir oss et nytt FF -estimat (FF_2). Til slutt, ved å ta differansen mellom de to FF -estimatene, får vi FFF -estimatet. En hypotese om at kontantstøttereformen har redusert arbeidstilbudet er en test på om FFF -estimatet i (1) er negativt.¹²

For å måle hvordan effekten av kontantstøtten utvikler seg over tid, gjøres den ovennevnte øvelsen tre ganger; etter ett år (som vist over), etter to år og etter tre år. Dersom vi bruker 1998-kohorten som eksempel, betyr dette at vi ser på endringer fra 1997 til 1999 (ett år), fra 1997 til 2000 (to år), og fra 1997 til 2001 (tre år).

Men, behandlingsgruppen og kontrollgruppen kan variere med hensyn til viktige kjennetegn som påvirker arbeidstilbudet, herunder utdanning, alder, sivil status, andre barn, bosted, osv.¹³ Observerte forskjeller i arbeidstilbudet mellom de to gruppene kan derfor reflektere forskjeller i slike kjennetegn, heller enn å reflektere effekten av kontantstøtten. For å møte dette problemet benytter vi multivariat regresjonsanalyse. Vi har:

$$(2) \quad Y_{ijkt} = \alpha_1 + \alpha_2 Z_{ijkt} + \alpha_3 KS_{ij} + \alpha_4 POST_{it} + \alpha_5 BEH_{ik} \\ + \alpha_6 (KS_{ij} \times POST_{it}) \\ + \alpha_7 (KS_{ij} \times BEH_{ik}) \\ + \alpha_8 (POST_{it} \times BEH_{ik}) \\ + \alpha_9 (KS_{ij} \times BEH_{ik} \times POST_{it}) + \varepsilon_{ijkt}$$

hvor i indekserer individ, t indekserer tid (1 = post, og 0 = pre), k indekserer gruppe av mødre (1 = mor til ungt barn, og 0 = mor til eldre barn), og j indekserer KS -status (1 hvis perioden er 1997-2001, 0 hvis perioden er 1994-1998), Z er en vektor med variabler som påvirker arbeidstilbudet. KS er en dummy variabel som tar verdien 1 dersom perioden er 1997-2001 (KS -periode), og 0 dersom perioden er 1994-1998 (ikke KS -periode). $POST$ er en dummy variabel med verdi 1 dersom året er 1999, 2000, 2001 (for KS -gruppen) eller 1996, 1997, 1998 (for ikke KS -gruppen), og 0 dersom året er 1997 (for KS -gruppen) eller 1994 (for ikke- KS -gruppen). BEH er en dummy variabel med verdi 1 dersom moren tilhører behandlingsgruppen (mor med ungt barn), og 0 dersom moren tilhører kontrollgruppen (mor med eldre barn).

Tolkningen av koeffisientene til interaksjonsleddene er som følger: α_6 måler effekten av endringer fra pre- til post-perioden i KS -perioden versus ikke- KS -perioden, α_7 kontrollerer for kjennetegn ved behandlingsgruppen i KS -perioden versus ikke- KS -perioden, og α_8 måler effekten av endringer mellom pre-perioden og post-perioden for behandlingsgruppen. Det er viktig å inkludere første-ordens interaksjonsledd i tillegg til andreordens interaksjonsledd. Hvis ikke, vil andreordens interaksjonene bli blandet sammen med (de utelatte) første-ordens interaksjonsleddene, og mest sannsynlig lede til skjeve estimatorer.

Koeffisienten vi spesielt er interessert i er α_9 . Dette er FFF -estimatoren, som kan sammenlignes med det enkle FFF -estimatet fra ligning (1). FFF -estimatoren i (2) måler effekten av

¹² Eksempler på studier som har benyttet FFF -estimatorer til å evaluere arbeidstilbudseffekter av offentlige tiltak inkluderer Gruber (1994), Klerman og Leibowitz (1997) og Waldfogel (1999). Men ingen av disse studiene analyserer reformer som er landsdekkende og likt tilgjengelig.

¹³ Kitterød (2003) viser at mødre som benytter kontantstøtte tilbringer mer tid sammen med barna. Det hevdes likevel ikke at det er mottak av kontantstøtte i seg selv som medfører mer tid sammen med barna. Forskjellen er dels knyttet til at de som mottar kontantstøtte ofte også har barn under ett år, og dermed permisjon fra jobben.

interaksjonen mellom KS, POST og BEH. Denne koeffisienten måler all variasjon i arbeidstilbudet for KS-gruppen relativt til ikke-KS gruppen, for mødre med yngre barn relativt til mødre med eldre barn, mellom pre- og post-perioden.

Den viktige identifiseringsantagelsen er at $\alpha_0 = 0$ i fravær av behandling, eller $E[\varepsilon_{ijkt} | KS \times BEH \times POST] = 0$. Dette betyr at det ikke er noe korrelasjon mellom feilledet og variablene som måler effekten av kontantstøtten. Den identifiserende antagelsen vil bli brutt dersom endringen i arbeidstilbudet mellom behandlingsgruppen og kontrollgruppen utvikler seg forskjellig mellom perioder med og uten kontantstøtte – uavhengig av introduksjonen av kontantstøtten.

Som påpekt av blant annet Blundell og MaCurdy (1999), så vil FF- og FFF-estimatorene være potensielt utsatt for vanlig seleksjonsfeil. Innenfor evalueringslitteraturen er dette et problem som er relatert til uobserverte forskjeller mellom tiltaksgruppen og behandlingsgruppen. Problemet oppstår dersom seleksjon inn til behandlingsgruppen er drevet av uobserverte kjennetegn som varierer systematisk mellom behandlings- og kontrollgruppen, og som er korrelert med den avhengige variabelen. Dersom for eksempel behandlingsgruppen har noen uobserverte kjennetegn som er positivt korrelert med utfallsvariabelen (høy motivasjon, eller stå-på vilje), så vil en analyse som ikke tar hensyn til dette gi skjeve estimater for effekten av det tiltaket vi ønsker å evaluere. Vi vil likevel argumentere for at dette er et mindre problem i våre analyser. Ved å betrakte kontantstøtten som et naturlig eksperiment, og sammenligne hele kohorter av mødre – uavhengig av om de mottar kontantstøtte eller ikke – reduserer vi dette problemet kraftig.

4 DATA

Dataene til analysene er hentet fra ulike administrative registre, samlet inn av Statistisk sentralbyrå (SSB) og bearbeidet ved Institutt for samfunnsforskning (ISF). Utgangspunktet er individuelle registeropplysninger om populasjonen av alle mødre som fødte barn i henholdsvis 1992, 1995 og 1998. 1998-kohortene er kohorten av mødre som har fulle kontantstøtterettigheter. Til disse tre kohortene av mødre er det koblet på registeropplysninger både om moren og faren. For alle tre kohortene har vi paneldata for hele analyseperioden.

Våre to mål på arbeidstilbud er yrkesdeltagelse og antall årlige arbeidstimer (gitt yrkesdeltagelse). *Yrkesdeltagelse* er en binær variabel som måler om moren er registrert som arbeidstaker i løpet av observasjonsperioden eller ikke. I forhold til problemstillingen vil dette målet på arbeidstilbud gi svar på i hvilken grad kontantstøtten har varige effekter på mødres tilknytning til arbeidsmarkedet, målt ved om de er sysselsatt (heltid eller deltid) eller ikke.

Informasjon om yrkesdeltagelse er basert på opplysninger fra Arbeidsgiver- og arbeidstakerregisteret (AA-registeret), administrert av Rikstrygdeverket og bearbeidet av SSB. Informasjon om arbeidsforhold i AA-registeret er basert på arbeidsgiveres meldinger om start- og opphør av arbeidsforhold. Enhver arbeidsgiver er forpliktet til å sende melding om ansettelser til Rikstrygdeverket når arbeidsforholdet antas å vare mer enn seks dager, og antas å ville innebære minimum fire timers arbeid per uke. Tilsvarende er enhver arbeidsgiver forpliktet til å sende melding om opphør når arbeidsforholdet opphører eller ved permisjoner med eller uten lønn utover 14 dager. Ut fra disse forskriftene er det klart at permisjoner grunnet kontantstøtte skal føre til utmelding fra AA-registeret. På tross av arbeidsgivers klare meldeplikt kan det forekomme uregelmessigheter i meldingsgangen til AA-registeret. Meldinger om kortvarige arbeidsforhold og typisk sesongarbeid kan utebli. Kvaliteten forbedres ved at SSB hvert år utfører en såkalt årskontroll, hvor man forsøker å fange opp manglende innmeldte og utmeldte forhold.

Fra AA-registeret henter vi ut informasjon om alle registrerte arbeidsforhold i løpet av året. Dersom moren i løpet av observasjonsperioden er registrert som arbeidstaker i AA-registeret,

definerer vi henne som yrkesaktiv. Kriteriet for å bli definert som yrkesaktiv er de som følger av forskriftene for registrering til AA-registeret presentert over; det vil si at arbeidsforholdet antas å være mer enn seks dager og innebære minimum fire timers arbeid per uke.

Vårt andre mål på arbeidstilbud er *årlig antall arbeidstimer* (gitt yrkesdeltagelse). Årlig antall arbeidstimer er en kontinuerlig variabel som måler antall arbeidstimer i løpet av ett år. Også denne variabelen er konstruert på grunnlag av informasjon fra AA-registeret. Årlig antall arbeidstimer er konstruert ved hjelp av informasjon om arbeidstid og varighet av sysselsetting. *Varighet av sysselsetting* er konstruert ved hjelp start- og (eventuelle) stoppmeldinger for arbeidstakernes arbeidsforhold. Informasjon om arbeidstid er gitt i tre kategorier: Heltid, 30 timer eller mer per uke; Lang deltid, 20-29 timer per uke; og Kort deltid, 4-19 timer per uke. I konstruksjonen av årlig antall arbeidstimer gis heltid vekt 1, lang deltid vekt 2/3 og kort deltid vekt 1/3. Årlig antall arbeidstimer gir dermed et anslag på arbeidstilbudet i årsverk. Dersom moren for eksempel arbeider hele året, men kun i en kort deltidsstilling (4-19 timer per uke), vil hun bli registrert med 1/3 årsverk.

Om moren inkluderer vi ellers følgende informasjon: alder, høyeste fullførte utdanningsnivå, sivil status (gift/samboer/ugift), om hun har eldre barn, bosted, om hun mottar overgangsstønning, fødselsmåned for barnet, landbakgrunn og barnehagedekning i bostedskommunen. Om mannen inkluderer vi informasjon om årsinntekt. Informasjon om høyeste fullførte utdanningsnivå er basert på SSBs standard for utdanningsgruppering. Bosted måles ved hjelp av en dummy variabel, som tar verdien 1 dersom moren bor i Oslo, 0 ellers. Morens landbakgrunn måles ved seks dummy variabler (Norge, Norden, Vest-Europa, Øst-Europa, Asia og Amerika). Årsinntekt for mannen er hentet fra likningsregisteret, og er summen av pensjonsgivende lønnsinntekt pluss eventuelle inntekter fra næringsvirksomhet.

Analysene er begrenset til mødre som er mellom 20 og 45 år det året de føder barn. Videre er analysene begrenset til mødre som fødte sitt yngste barn i de tre ovennevnte årene. For behandlingsgruppen (mødre med yngre barn) betyr det at de ikke er registrert med barnefødsler i perioden 1999-2001 (for KS-gruppen) og 1996-1998 (for ikke-KS-gruppen). For kontrollgruppen (mødre med eldre barn) betyr det at de ikke er registrert med barnefødsler i perioden 1996-2001 (for KS-gruppen) og 1993-1998 (for ikke-KS gruppen).

Den siste avgrensningen er nødvendig fordi vi ønsker å isolere effekten av de ovennevnte fødslene, fra effekter av eventuelle senere fødsler.

5 RESULTATER

Tabell 1 viser gjennomsnittsverdier for behandlingsgruppen og kontrollgruppen som benyttes i analysene av yrkesdeltagelse. For begge gruppene har vi to fødselsår; 1995 og 1998 for behandlingsgruppen og 1992 og 1995 for kontrollgruppen.

I behandlingsgruppen er det en noe større andel med høyere utdanning i gruppen mødre fra 1998. En lavere andel av mødre fra 1998 har også eldre barn. Det er også en lavere andel som er gift. I kontrollgruppen er det slik at mødre fra 1995 i gjennomsnitt har noe høyere utdanning enn mødre fra 1992, men skillelinjene går her i hovedsak på grunnskole og videregående skole. Mødre fra 1995 har andeler blant de gifte, og høyere andeler blant de samboende sammenlignet med mødre fra 1992.

Som tidligere nevnt, i denne artikkelen benytter vi en såkalt naturlig-eksperimenttilnærming for å evaluere effekten av kontantstøtten. Vi bruker ikke informasjon om mødre faktisk mottar kontantstøtte. Det kan likevel være av interesse å se på hvor stor andel av 1998-mødrene som mottar kontantstøtte, og hvordan denne andelen utvikler seg over tid. Figur 3 viser dette bildet. Tallene er basert på opplysninger fra Rikstrygdeverkets register over kontantstøttemottakere.

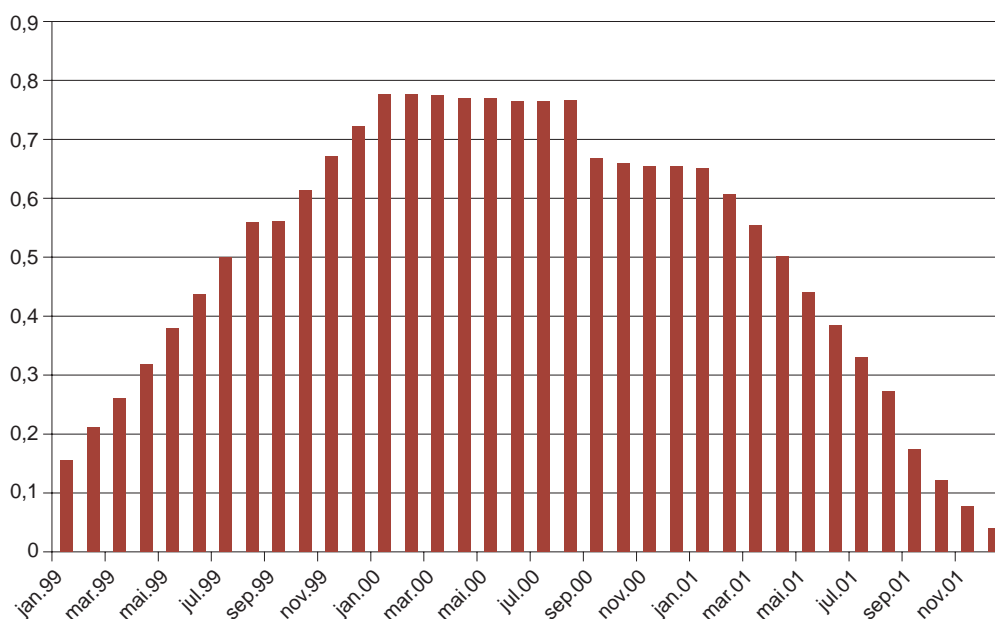
Tabell 1. Deskriptiv statistikk. Behandlingsgruppe og kontrollgruppe. Gjennomsnitt og standardavvik

Variabler	Behandlingsgruppen Mødre med små barn		Kontrollgruppen Mødre med eldre barn	
	Fødselsår (observasjonsår)	Fødselsår (observasjonsår)	Fødselsår (observasjonsår)	Fødselsår (observasjonsår)
	1995 (1994)	1998 (1997)	1992 (1994)	1995 (1997)
Alder (år)	28,66 (4,94)	29,18 (4,88)	32,08 (5,00)	32,50 (4,94)
Ungdomsskole (andel)	0,10 (0,29)	0,07 (0,25)	0,12 (0,32)	0,09 (0,29)
Videregående skole- I (andel)	0,33 (0,47)	0,29 (0,44)	0,39 (0,48)	0,34 (0,47)
Videregående skole - II (andel)	0,25 (0,43)	0,27 (0,44)	0,21 (0,40)	0,24 (0,42)
Høyere utdanning - I (andel)	0,08 (0,28)	0,09 (0,29)	0,08 (0,27)	0,08 (0,27)
Høyere utdanning - II (andel)	0,17 (0,38)	0,20 (0,40)	0,15 (0,36)	0,17 (0,37)
Høyere utdanning - III (andel)	0,03 (0,17)	0,04 (0,20)	0,03 (0,16)	0,03 (0,18)
Eldre barn i familien (andel)	0,72 (0,45)	0,72 (0,45)	0,79 (0,41)	0,79 (0,40)
Gift (andel)	0,51 (0,50)	0,49 (0,50)	0,64 (0,48)	0,61 (0,49)
Samboer (andel)	0,18 (0,38)	0,20 (0,40)	0,22 (0,41)	0,26 (0,44)
Ikke-arbeidsinntekt (Ja/Nei)	0,08 (0,27)	0,07 (0,26)	0,12 (0,32)	0,12 (0,32)
Mannens inntekt (i 10 000 kr)	21,49 (16,03)	23,90 (22,67)	23,67 (26,12)	25,67 (21,95)
Bosted (Oslo, andel)	0,13 (0,33)	0,13 (0,33)	0,11 (0,31)	0,11 (0,31)
Barnehagedekning i kom. (prosent)	27,90 (14,02)	40,36 (12,71)	27,30 (13,91)	39,90 (12,54)
N	39470	38155	29601	30510

Note: Gjennomsnitt og standard avvik i parentes. Videregående skole - I er ett eller to års utdanning etter ungdomsskole. Videregående skole - II er tre år utdanning etter ungdomsskole. Høyere utdanning - I er opp til seks års utdanning etter ungdomsskole. Høyere utdanning - II er syv års utdanning etter ungdomsskole. Høyere utdanning - III er mer enn syv års utdanning etter ungdomsskole. Ikke-arbeidsinntekt er en dummy variabel som tar verdien 1 dersom moren har mottatt overgangsstønning, og 0 ellers. Årsinntekt for mannen er hentet fra likningsregisteret.

Populasjonen er mødre som fødte sitt yngste barn i 1998. Det betyr at de ikke fødte barn i verken 1999, 2000 eller 2001. Figuren viser for hver måned i perioden januar 1999-desember 2001, hvor stor andel av disse mødrene som mottok kontantstøtte.

Andelen som mottar kontantstøtte stiger bratt og jevnt fram til begynnelsen av år 2000. Nesten 80 prosent av mødrene mottar kontantstøtte i denne perioden. Fra og med januar 2000 vil alle mødrene fra 1998 ha rett til kontantstøtte. Fra begynnelsen av 2001 begynner kontant-

Figur 3. Andel av 1998-mødre som mottar kontantstøtte i årene 1999, 2000 og 2001.

støtteperioden å utløpe for mødrene som fødte i starten av 1998, og andelen med kontantstøtte faller naturlig nok, og den når sitt minimum i desember 2001, hvor kun 4 prosent av mødrene mottar støtte. Dette er mødre som fødte i desember 1998.

Vi ser at ved å benytte 2001 som siste evalueringssår får vi ikke «tappet ut» alle kortidseffekter. Noen mødre mottar fortsatt kontantstøtte, men for de aller fleste er kontantstøtteperioden over. I tillegg vil man introdusere metodiske problemer ved å utvide analyseperioden ytterligere. Jo lengre vi strekker analyseperioden, jo større er sjansen for at det skjer andre ting som påvirker arbeidstilbudet, og som derfor forstyrrer tolkningen av effekten av kontantstøtten.

Enkle FF- og FFF-estimer

Tabell 2 viser FF- og FFF-estimer for yrkesdeltagelse. Hver celle inneholder gjennomsnitt for gruppen, sammen med standardavvik. Gjennomsnittene angir gjennomsnittlig andel som er registrert som yrkesaktive. For eksempel, i behandlingsgruppen var 78,6 prosent av mødrene i KS gruppen registrert som yrkesaktive året før fødselen. Året etter fødselen er andelen redusert til 65,5 prosent, en forskjell på 13,1 prosentpoeng.

Den øverste halvdel av tabell 2 inneholder tall for behandlingsgruppen. Den nederste halvdel inneholder tall for kontrollgruppen. For begge grupper skiller vi mellom effektene etter ett år, to år og tre år.

Kolonnen nest ytterst til høyre viser FF-estimer for henholdsvis behandlingsgruppen (FF_1) og kontrollgruppen (FF_2). For eksempel ser vi at FF_1 estimatet etter ett år er lik

-0,04 prosentpoeng. Dette tallet fremkommer ved å ta differansen mellom endringstallene for KS og ikke KS-gruppen, dvs.; $-0,131 - (-0,091) = 0,040$. Kolonnen ytterst til høyre viser til slutt FFF-estimatet, som er differansen mellom FF_1 og FF_2 . Fra resultatene i tabell 2 kan vi trekke flere konklusjoner.

For det første: Vi får bekreftet resultatene fra de tidligere studiene om at kontantstøtten har en kortsiktig negativ effekt på mødres arbeidstilbud. FFF-estimatet viser at mødrenes arbeidstilbud etter ett år er redusert med 5,6 prosentpoeng. For behandlingsgruppen vil dette være året etter fødsel. Mødre i denne gruppen vil i hele eller deler av dette året ha rett til fødselspermisjon. I tillegg, for behandlingsgruppen av mødre som fikk barn i 1998, vil man i deler av dette året ha barn med rett til kontantstøtte (jf figur 3 for hvem som mottar). Det er grunn til å tro at

Tabell 2. FF- og FFF-estimer. Yrkesdeltagelse. Gjennomsnitt og standardavvik.

	Behandlingsgruppen						FF ₁	
	KS = 1			KS = 0				
	Y _b	Y _a		Y _b	Y _a			
Ett år	0,786 (0,002)	0,655 (0,002)	-0,131 (0,003)	0,749 (0,002)	0,658 (0,002)	-0,091 (0,003)	-0,040 (0,004)	
To år	0,786 (0,002)	0,704 (0,002)	-0,082 (0,003)	0,749 (0,002)	0,714 (0,002)	-0,035 (0,003)	-0,047 (0,004)	
Tre år	0,786 (0,002)	0,758 (0,002)	-0,028 (0,003)	0,749 (0,002)	0,758 (0,002)	0,009 (0,003)	-0,037 (0,004)	
	Kontrollgruppen						FF ₂	FFF
	KS = 1			KS = 0				
	Y _b	Y _a		Y _b	Y _a			
Ett år	0,697 (0,002)	0,773 (0,002)	0,076 (0,003)	0,649 (0,002)	0,709 (0,002)	0,060 (0,003)	0,016 (0,004)	-0,056 (0,006)
To år	0,697 (0,002)	0,782 (0,002)	0,085 (0,003)	0,649 (0,002)	0,742 (0,002)	0,093 (0,003)	-0,008 (0,004)	-0,039 (0,006)
Tre år	0,697 (0,002)	0,795 (0,002)	0,098 (0,003)	0,649 (0,002)	0,774 (0,002)	0,125 (0,003)	-0,027 (0,004)	-0,010 (0,006)

Note: Gjennomsnitt og standardavvik i parentes.

det er denne effekten som fanges opp i den negative ettårs-effekten. Reduksjonen på 5,6 prosentpoeng tilsvarer en reduksjon på 7,1 prosent.¹⁴

For det andre: FFF-estimatene viser klart at den negative effekten av kontantstøtten svekkes over tid, fra 5,6 prosentpoeng etter ett år, til 1 prosentpoeng etter tre år. Spesielt er nedgangen sterk mellom år 2 og 3, hvor år 3 er det året hvor kontantstøtteperioden ender for 1998-mødrene. Vi får dermed ingen støtte for en hypotese om varige effekter av kontantstøtten. Kontantstøtten reduserer mødrenes arbeidstilbud på kort sikt, men ser ikke ut til å ha noen langsiktige effekter. Dette bør være gode nyheter for politikere og andre beslutningstakere som er opptatt av kvinners langsiktige arbeidstilbud.

For det tredje: resultatene viser viktigheten av å kontrollere for hendelser som i tid faller sammen med innføringen av kontantstøtten («kalendereffekter»). De enkle FF1 estimatene indikerer at kontantstøtten har en vedvarende negativ effekt på mødrenes arbeidstilbud (fra 4 prosentpoeng etter ett år til 3,7 prosentpoeng etter tre år). Men, etter kontroll for kalendereffekter reduseres den negative effekten kraftig.

Tabell 3 viser tilsvarende FF- og FFF-estimer for *antall årlige arbeidstimer*. Gjennomsnittene angir gjennomsnittlig antall arbeidstimer per år. For eksempel, for behandlingsgruppen i KS gruppen, var det gjennomsnittlige antall arbeidstimer året før fødselen 1397 timer. Året etter fødselen er antall arbeidstimer redusert til 1163, en reduksjon på 234 timer.

Som i tabell 2, viser kolonnen ytterst til høyre FFF-estimatene, som er differansen mellom FF₁ og FF₂. Resultatene i tabell 3 er i hovedsak på linje med resultatene i tabell 2. *For det første* finner vi at kontantstøtten på kort sikt har redusert arbeidstilbudet også blant yrkesaktive mødre. FFF-estimatet viser at den negative effekten etter ett år er ca 87 timer. Som prosent av totalt antall arbeidstimer for behandlingsgruppen i 1997 (1397 timer), er dette en reduksjon på

¹⁴ Målt i forhold til andelen av KS-behandlingsgruppen som var yrkesaktive året før fødselen (0,786).

Tabell 3. FF- og FFF-estimer. Årlig antall arbeidstimer. Gjennomsnitt og standardavvik.

	Behandlingsgruppen						FF ₁	
	KS = 1			KS = 0				
	Y _b	Y _a		Y _b	Y _a			
Ett år	1397,68 (3,725)	1163,30 (3,798)	-234,38 (5,320)	1392,17 (3,649)	1225,21 (3,967)	-166,96 (5,390)	-67,42 (7,573)	
To år	1397,68 (3,725)	1322,35 (3,726)	-75,33 (5,267)	1392,17 (3,649)	1354,23 (3,598)	-37,94 (5,124)	-37,39 (7,348)	
Tre år	1397,68 (3,725)	1341,84 (3,688)	-55,84 (5,242)	1392,17 (3,649)	1378,81 (3,539)	-13,36 (5,083)	-42,48 (7,301)	
	Kontrollgruppen						FF ₂	FFF
	KS = 1			KS = 0				
	Y _b	Y _a		Y _b	Y _a			
Ett år	1251,61 (4,253)	1366,18 (3,796)	114,57 (5,700)	1243,98 (4,458)	1338,31 (4,114)	94,33 (6,066)	20,24 (8,323)	-87,66 (11,253)
To år	1251,61 (4,253)	1383,27 (3,743)	131,66 (5,665)	1243,98 (4,458)	1366,85 (3,976)	122,87 (5,973)	8,79 (8,232)	-46,18 (11,034)
Tre år	1251,61 (4,253)	1378,92 (3,821)	127,31 (5,717)	1243,98 (4,458)	1378,43 (3,970)	134,45 (5,969)	-7,14 (8,265)	-35,34 (11,028)

Note: Gjennomsnitt og standardavvik i parentes.

ca 6 prosent. *For det andre* finner vi også for denne gruppen at effekten reduseres over tid. FFF-estimatene viser at den negative effekten reduseres fra 87 timer etter ett år, til 46 timer etter to år, og til slutt til 35 timer etter tre år. Som prosent av totalt antall arbeidstimer for behandlingsgruppen i 1997, er 35 timer en relativ reduksjon på ca 2,5 prosent. Dermed får vi heller ikke for gruppen av arbeidende mødre noen støtte for en hypotese om varige effekter av kontantstøtten.

FFF-koeffisienter estimert ved regresjonsanalyse

I dette avsnittet presenterer vi resultater fra de multivariate analysene. Vi estimerer ligning (2) ved hjelp av sannsynlighetsmaksimering. Tabell 4 presenterer resultater for yrkesdeltagelse. Tabell 5 presenterer resultater for antall årlige arbeidstimer – gitt yrkesdeltagelse.

Yrkesdeltagelse

Tabell 4 presenterer resultater fra en logistisk regresjonsanalyse. Vi estimerer separate modeller for hvert år (ett år, to år og tre år).

La oss først se på resultatene i modell 1 (ett år). Modell 1 presenterer resultater hvor post-periodene er henholdsvis 1996 og 1999. KS-koeffisienten er positiv og signifikant. Dette betyr at arbeidstilbudet er høyere i perioden med kontantstøtte (1997-1999 i modell 1) enn i perioden uten kontantstøtte (1994-1996). POST-koeffisienten er også positiv. Dette reflekterer at arbeidstilbudet er høyere i post-periodene (1996 og 1999) enn i pre-periodene (1994 og 1997). Vi ser også at BEH-koeffisienten er positiv. Dette betyr at behandlingsgruppen (mødre med små barn) har høyere arbeidstilbud enn kontrollgruppen (mødre med eldre barn).

Koeffisienten til KSxPOST er positiv. Det betyr at – på kort sikt – er den positive effekten fra pre- til post-periodene sterkere i KS-perioden enn i ikke-KS-perioden. Videre finner vi en negativ sammenheng mellom POST og BEH. Det reflekterer at behandlingsgruppen (mødre med

Tabell 4. Kontantstøtte og yrkesdeltagelse. Logistisk regresjon

	Modell 1 Ett år	Modell 2 To år	Modell 3 Tre år
Konstantledd	-0,334*** (0,004)	-0,182*** (0,042)	-0,140*** (0,042)
KS	0,096*** (0,019)	0,090*** (0,019)	0,096*** (0,019)
POST	0,231*** (0,019)	0,356*** (0,020)	0,649*** (0,020)
BEH	0,497*** (0,018)	0,478*** (0,018)	0,474*** (0,018)
KSxPOST	0,176*** (0,027)	0,105*** (0,027)	-0,169*** (0,027)
POSTxBEH	-0,837*** (0,025)	-0,716*** (0,025)	-0,642*** (0,026)
KSxBEH	-0,012 (0,025)	-0,011 (0,025)	-0,010 (0,025)
KSxBEHxPOST	-0,382*** (0,036)	-0,289*** (0,036)	-0,074** (0,037)
Alder	0,020*** (0,001)	0,014*** (0,001)	0,011*** (0,001)
Videregående skole - I	0,391*** (0,015)	0,411*** (0,015)	0,402*** (0,015)
Videregående skole - II	0,678*** (0,016)	0,699*** (0,016)	0,689*** (0,016)
Høyere utdanning - I	1,261*** (0,022)	1,308*** (0,023)	1,328*** (0,023)
Høyere utdanning - II	1,040*** (0,018)	1,091*** (0,018)	1,104*** (0,019)
Høyere utdanning - III	1,271*** (0,032)	1,356*** (0,033)	1,341*** (0,033)
Eldre barn i familien	-0,401*** (0,012)	-0,414*** (0,030)	-0,365*** (0,012)
Gift	0,026* (0,016)	0,030* (0,016)	0,037** (0,015)
Samboer	0,284*** (0,016)	0,322*** (0,017)	0,332*** (0,017)
Ikke-arbeidsinntekt (Ja/ Nei)	-0,880*** (0,017)	-0,850*** (0,017)	-0,784*** (0,017)
Mannes inntekt (i 10 000 kr)	0,0003 (0,0002)	-0,0002 (0,0002)	-0,0002 (0,0002)
Bosted (Oslo)	-0,185*** (0,016)	-0,210*** (0,017)	-0,217*** (0,018)
Barnehagedekning i kommunen	0,008*** (0,0004)	0,009*** (0,0004)	0,008*** (0,0004)
Kontroll på fødselsmåned?	Ja	Ja	Ja
Kontroll på landbakgrunn?	Ja	Ja	Ja
FFF marginal effekt	-0,079	-0,057	-0,014
- 2 Log L	305744,1	297534,8	288300,3
N	275472	275472	275472

Note: Videregående skole - I er ett eller to års utdanning etter ungdomsskole. Videregående skole - II er tre år utdanning etter ungdomsskole. Høyere utdanning - I er opp til seks års utdanning etter ungdomsskole. Høyere utdanning - II er syv års utdanning etter ungdomsskole. Høyere utdanning - III er mer enn syv års utdanning etter ungdomsskole. Referansegruppen er mødre med ungdomsskole. Ikke-arbeidsinntekt er en dummy variabel som tar verdien 1 dersom moren har mottatt overgangsstønning, og 0 ellers. Bosted er en dummy variabel som tar verdien 1 dersom moren bor i Oslo, og 0 ellers. Landbakgrunn måles ved seks dummy variabler (Norge, Norden, Vest-Europa, Øst-Europa, Asia og Amerika). Referansekategori er Norge. Årsinntekt for mannen er hentet fra likningsregisteret. Signifikansnivå: *** 1 prosent, ** 5 prosent, * 10 prosent.

små barn) opplever en større negativ utvikling i arbeidstilbudet fra pre- til post-perioden, sammenlignet med ikke-behandlingsgruppen (mødre med eldre barn). Vi finner videre en ikke-signifikant sammenheng mellom KS og BEH. Dette reflekterer at forskjellen i arbeidstilbudet mellom behandlingsgruppen og ikke-behandlingsgruppen, ikke varierer mellom perioder med og uten kontantstøtte.

Effekten av kontantstøtten måles ved interaksjonsleddet $KS \times BEH \times POST$. Koeffisienten til interaksjonsleddet er FFF-koeffisienten, tilsvarende α_9 i likning (2). FFF-koeffisienten er negativ. Det betyr at kontantstøtten har en negativ kortidseffekt på arbeidstilbudet. Dersom vi tar anti-logaritmen til interaksjonskoeffisienten (-0,382) finner vi en oddsrate lik 0,68. Dette betyr at sjansen for positiv endring i sysselsettingen fra pre- til post-perioden er bare 0,68 ganger så stor for KS-gruppen av mødre sammenlignet med ikke-KS-gruppen av mødre.¹⁵

Modell 2 presenterer resultater fra analyser hvor post-periodene er henholdsvis 1997 og 2000. FFF-koeffisienten er fortsatt negativ og signifikant, men den er svakere sammenlignet med modell 1 (-0,289). Tar vi anti-logaritmen til FFF-koeffisienten får vi en oddsrate lik 0,75.

Tendensen med en svakere effekt av kontantstøtten forsterkes i modell 3. Post-periodene er nå 1998 og 2001. Vi ser nå at den negative effekten av kontantstøtten er redusert markert. Den estimerte koeffisienten er lik -0,074. Dette gir en oddsrate lik 0,93.¹⁶

Nederst i tabellen har vi inkludert en rad: «FFF-marginaleffekt». Denne måler kontantstøttens marginale effekt på sysselsettingssannsynligheten, målt fra populasjonsgjennomsnittet.¹⁷ Vi ser at marginaleffekten er redusert fra -7,9 prosentpoeng etter ett år til -1,4 prosentpoeng etter tre år.

Dersom vi sammenligner FFF-marginaleffektene i tabell 4 med de enkle FFF-estimatene i tabell 2 ser vi at FFF-marginaleffekten fra regresjonsanalysen antyder noe sterkere effekter i alle tre årene. Det er to mulige grunner til dette. For det første at vi i tabell 4 kontrollerer for observerte kjennetegn ved behandlingsgruppen og tiltaksgruppen. For det andre at gjennomsnittstallene fra tabell 4 er basert på en ikke-lineær sannsynlighetsmodell, hvor blant annet effekten av forklaringsvariablene er avhengig av verdien på alle de andre forklaringsvariablene.¹⁸ Forskjellene er likevel ikke veldig store og tendensen er klar; begge tilnærmingene viser at effekten av kontantstøtten på arbeidstilbudet svekkes over tid, og at effekten er svært liten i det siste året i kontantstøtteperioden.

Når det gjelder effekten av kontrollvariablene finner vi at eldre mødre har høyere yrkesdeltagelse enn yngre mødre. Høyt utdannede mødre har høyere yrkesdeltagelse enn lavt utdannede mødre. Videre, tilstedeværelsen av eldre barn i familien reduserer yrkesdeltagelsen. Gifte og samboende mødre har høyere arbeidstilbud enn ugifte mødre, og mødre som bor i Oslo har – for annet likt – lavere yrkesdeltagelse enn mødre som bor andre steder i landet. Til slutt, mødre som bor i en kommune med høy barnehagedekning har høyere yrkesdeltagelse enn mødre som bor i en kommune med lav barnehagedekning. Denne sammenhengen kan avspeile både en kausal effekt fra barnehagedekning til yrkesdeltagelse, og en seleksjonseffekt ved at familier hvor både kvinne og mann er yrkesaktive, også vil være opptatt av god barnehagedekning. Slike familier vil sannsynligvis velge å bosette seg i kommuner med god dekning.

¹⁵ Oddsrate lik 1 betyr lik sjanse mellom gruppene.

¹⁶ Et problem ved bruk av FF- og FFF-estimatorer er knyttet til skjevheter i standardavvikene. Bertrand et al. (2002) analyserer skjevheter som skyldes seriekorrelasjon. De kommer frem til at i mange tilfeller vil standardavvikene i FF- og FFF-analyser være for smale, noe som kan føre til forkastning av sanne nullhypoteser. Vi mener likevel dette er et mindre problem i våre analyser siden vi implementerer deres eget forslag ved kun å operere med to perioder (pre og post). Deres egen analyse viser at dette reduserer problemet med seriekorrelasjon betraktelig.

¹⁷ Sannsynlighetene er regnet ut ved hjelp av følgende formel: $\alpha_9 P(1 - P)$, hvor P og (1-P) er sannsynligheter for henholdsvis yrkesdeltagelse og ikke-yrkesdeltagelse, målt som populasjonsgjennomsnitt.

¹⁸ Se for eksempel Meyer (1995) for en diskusjon av dette.

Tabell 5. Kontantstøtte og varighet av sysselsetting. Årlig antall arbeidstimer – gitt yrkesdelta-
telse. Tobit regresjonsanalyse.

	Modell 1 Ett år	Modell 2 To år	Modell 3 Tre år
Konstantledd	992,185*** (24,835)	1063,805*** (25,142)	1093,683*** (25,248)
KS	-34,661*** (10,641)	-42,437*** (10,713)	-58,781*** (10,798)
POST	101,429*** (10,806)	107,970*** (11,224)	158,026*** (11,151)
BEH	263,466*** (10,428)	246,376*** (10,484)	239,913*** (10,545)
KSxPOST	49,503*** (14,853)	53,333*** (15,192)	35,661*** (14,976)
POSTxBEH	-452,342*** (14,384)	-254,273*** (14,601)	-219,778*** (14,734)
KSxBEH	-16,846 (14,169)	-17,406 (14,251)	-17,295 (14,352)
KSxBEHxPOST	-143,784*** (19,896)	-90,636*** (20,184)	-57,290*** (20,379)
Alder	22,522*** (0,592)	20,573*** (0,599)	18,721*** (0,604)
Videregående skole - I	-51,279*** (10,686)	-57,480*** (10,879)	-59,559*** (11,050)
Videregående skole - II	127,327*** (10,950)	140,331*** (11,148)	136,476*** (11,304)
Høyere utdanning - I	17,691 (12,300)	17,805 (12,506)	19,867 (12,675)
Høyere utdanning - II	318,249*** (11,384)	347,185*** (11,601)	366,296*** (11,764)
Høyere utdanning - III	451,5444*** (16,258)	536,045*** (16,797)	548,542*** (16,999)
Eldre barn i familien	-225,510*** (6,531)	-249,761*** (6,661)	-244,828*** (6,714)
Gift	-184,554*** (9,159)	-215,673*** (9,108)	-218,867*** (8,838)
Samboer	-78,994*** (9,994)	-93,976*** (9,562)	-98,313*** (9,449)
Ikke-arbeidsinntekt	-425,499*** (11,818)	-475,749*** (11,568)	-496,091*** (11,579)
Mannes inntekt (i 10 000 kr)	0,068 (0,134)	0,003 (0,129)	-0,185 (0,129)
Bosted (Oslo)	245,051*** (9,386)	262,377*** (9,896)	211,312*** (10,191)
Barnehagedekning i kommunen	2,365*** (0,212)	2,918*** (0,218)	4,311*** (0,227)
Kontroll på fødselsmåned?	Ja	Ja	Ja
Kontroll på landbakgrunn?	Ja	Ja	Ja
Antall høyresensurerte observasjoner	69937	74514	75476
- Log L	720448,3	684208,76	676906
N	151524	151524	151524

Note: Videregående skole - I er ett eller to års utdanning etter ungdomsskole. Videregående skole - II er tre år utdanning etter ungdomsskole. Høyere utdanning - I er opp til seks års utdanning etter ungdomsskole. Høyere utdanning - II er syv års utdanning etter ungdomsskole. Høyere utdanning - III er mer enn syv års utdanning etter ungdomsskole. Referansegruppen er mødre med ungdomsskole. Ikke-arbeidsinntekt er en dummy variabel som tar verdien 1 dersom moren har mottatt overgangsstønad, og 0 ellers. Bosted er en dummy variabel som tar verdien 1 dersom moren bor i Oslo, og 0 ellers. Landbakgrunn måles ved seks dummy variabler (Norge, Norden, Vest-Europa, Øst-Europa, Asia og Amerika). Referansekategori er Norge. Årsinntekt for mannen er hentet fra likningsregisteret. Signifikansnivå: *** 1 prosent, ** 5 prosent, * 10 prosent.

Antall arbeidstimer

Tabell 5 presenter resultater for årlig antall arbeidstimer, gitt yrkesdeltagelse. Vi utnytter igjen panelstrukturen i materialet ved å kreve at inkluderte mødre må være registrert med positive arbeidstimer i alle analyseårene. På grunn av trunkeringen av den avhengige variabelen, benyttes Tobit sannsynlighetsmaksimering i estimeringen (høyresidesensurert variabel).¹⁹

De estimerte koeffisientene i Tobit regresjonsanalyse måler marginaleffekten på den underliggende og uobserverte avhengige variabelen. For å få et mål på marginaleffekten på den observerte variabelen, må de estimerte koeffisientene multipliseres med andelen ikke-sensurerte observasjoner. I modell 1 er denne andelen lik 0,54 (81587/151524). Fra FFF-koeffisienten i modell 1 finner vi da at kontantstøtten har redusert arbeidstilbudet blant arbeidende mødre med ca 78 arbeidstimer. Som prosent av totalt antall arbeidstimer for behandlingsgruppen i 1997 (1397 timer), er dette en reduksjon på ca 6 prosent.

Modell 2 og 3 viser koeffisienter etter henholdsvis to og tre år. FFF-koeffisientene viser at den negative effekten av kontantstøtten reduseres markert over tid. Etter to år er den negative effekten av kontantstøtten redusert til 46 timer, eller ca 3 prosent (beregnet på samme måte som ovenfor). Etter tre år er den negative effekten redusert til ca 29 timer (ca 2 prosent). Analysen av antall arbeidstimer viser den samme tendensen som analysen av yrkesdeltagelse; effekten av kontantstøtten på arbeidstilbudet svekkes markert over tid. I det siste kontantstøtteåret er den negative effekten svært liten.

Når det gjelder effekten av kontrollvariablene finner vi at antall arbeidstimer er høyere for eldre enn for yngre mødre, er høyere for mødre med høy utdanning enn for mødre med lav utdanning, er lavere for gifte og samboende mødre enn for ugifte mødre, er høyere i Oslo enn i resten av landet, og er høyere i kommuner med høy barnehagedekning enn i kommuner med lavere barnehagedekning.

6 KONKLUSJON

Denne artikkelen studerer virkningen av kontantstøtten på mødres arbeidstilbud, målt både ved yrkesdeltagelse og antall arbeidstimer – gitt yrkesdeltagelse. Tidligere studier har vist at kontantstøtten har hatt en negativ (om enn moderat) effekt på mødres arbeidstilbud. Men, alle disse studiene har evaluert kontantstøtten på et gitt tidspunkt, og relativt kort tid etter innføringen av reformen. I denne artikkelen går vi litt videre og svarer på følgende spørsmål: Har kontantstøtten en varig effekt på mødres arbeidstilbud, eller returnerer de til jobb når kontantstøtteperioden går mot slutten?

Dette spørsmålet er det viktig å svare på fordi det handler om kvinners langsiktige arbeidstilbud, og dermed også om den samlede yrkesdeltagelsen. Dersom kontantstøtten påvirker mødres arbeidstilbud på lang sikt vil dette også ha betydning for opptjening av pensjonspoeng og derfor fremtidige pensjonsrettigheter.

For å svare på spørsmålet benytter vi registerbasert informasjon om tre kohorter av mødre.²⁰ Vi betrakter innføringen av kontantstøtten som et såkalt naturlig eksperiment, og sammenligner endring i arbeidstilbudet for mødre med rett til kontantstøtte med endring i arbeidstilbudet for mødre uten rett til kontantstøtte.

Resultatene i artikkelen viser at kontantstøtten reduserer mødrenes arbeidstilbud på kort sikt, men den negative effekten svekkes over tid, og evaluert det siste året i kontantstøtteperioden, så er den negative effekten markert redusert. Dette gjelder både arbeidstilbud målt ved yrkesdeltagelse og antall arbeidstimer (gitt yrkesdeltagelse). Dette bør være gode nyheter for politikere og andre beslutningstakere som er opptatt av nivået på yrkesdeltagelsen.

¹⁹ Den avhengige variabelen har trunkeringspunkt på 1800 timer.

²⁰ Vi har fire grupper av mødre, men kun tre kohorter. En kohort brukes to ganger (1995-kohorten).

Våre resultater gir ingen klar støtte til personkapitalteorier som predikerer negative effekter av perioder utenfor arbeidsmarkedet, med fokus på depresiering av personkapital og manglende akkumulering av kompetanse. Det kan være flere grunner til at vi ikke finner noen varig negativ effekt av kontantstøtten: *For det første* er nok periodene utenfor arbeidsmarkedet for korte til å ha noen stor betydning på senere yrkesdeltagelse. Internasjonale studier av effekten av karriereavbrudd viser at det i hovedsak er lange fravær som har negativ effekt på senere tilpasning (Ruhm 1998). Vår analyseperiode strekker seg over tre år. For mødre som får to eller flere barn, kan fraværet fra arbeidsmarkedet bli mye lengre, opptil seks år for de med to barn og opptil ni år for de med tre barn. For disse gruppene er det for tidlig å svare på om kontantstøtten har noen varige effekter på yrkesdeltagelsen.

For det andre er perioder ute av arbeidsmarkedet på grunn av kontantstøtte en type fravær som er enkelt å dokumentere, og som det nok i liten grad er heftet stigma ved. Internasjonale studier av effekter av perioder utenfor arbeidsmarkedet (Albrecht et al. 1998) viser klart at ulike type fravær har ulike konsekvenser for senere arbeidsmarkedstilpasning. De finner for eksempel at godt dokumenterte fravær som fødselspermisjoner o.l. ikke har noen negativ effekter på senere arbeidsmarkedstilpasning.

For det tredje, Norge er et land hvor storparten av mødrene tar ut sin lovbestemte permisjon. I andre land, som for eksempel USA, er det mye større individuell variasjon mellom mødre i omfanget av tid utenfor arbeidsmarkedet i forbindelse med fødsler. I slike land, vil derfor tid utenfor arbeidsmarkedet i større grad fungere som et «signal» til potensielle arbeidsgivere om hva slags «type» arbeidstaker du er. I Norge er denne type variasjon mellom mødre mye mindre, og signaleffekten av perioder ute av arbeidsmarkedet – for eksempel som følge av kontantstøtte - vil derfor være mye mindre.

Referanser:

- Albrecht, J. A., P. A. Edin, M. Sundstrøm og S. B. Vroman (1998): «Career interruptions and subsequent earnings: A reexamination using Swedish data», *The Journal of Human Resources*, XXXIV, 294-311.
- Averett S. L., H. E., Peters, og D. M. Waldman (1997): «Tax credits, labor supply, and child care», *The Review of Economics and Statistics*, 79, 125-135.
- Baklien, B., A. L., Ellingsæter og L. Gulbrandsen (2001): *Evaluering av kontantstøttereformen*. Oslo. Norges forskningsråd.
- Becker, G. (1985): «Human capital, effort, and the sexual division of labor», *Journal of Labour Economics*, 3, 33-38.
- Becker, G. (1991): *A treatise on the family*. Harvard University Press, Cambridge.
- Bertrand, M., E. Duflo og S. Mullainathan, (2002): «How much should we trust differences-in-differences estimates?», Working Paper No. 8841. National Bureau of Economic Research. Massachusetts USA.
- Blundell, R., og T. MaCurdy (1999): «Labour supply: A review of alternative approaches», i Ashenfelter, O. og D. Card: *Handbook of Labor Economics*. Elsevier Science.
- Blundell, R., A. Duncan, og C. Meghir (1998): «Estimating labor supply responses using tax reforms», *Econometrica*, 66, 827-861.
- Connelly, R. (1992): «The effects of child care costs on married women's labor force participation», *The Review of Economics and Statistics*, 74, 83-90.
- Eissa, N. (1995): «Taxation and labor supply of married women: The tax reform act of 1986 as a natural experiment», Working Paper No. 5023. National Bureau of Economic Research. Massachusetts USA.
- Eissa, N. (1996): «Labour supply and the Economic Recovery Tax Act of 1981», i Feldstein, M., og J. M. Poterba: *Empirical foundations of household taxation*. University of Chicago Press.
- Eissa, N., og J. B. Liebman (1996): «Labor supply responses to the earned income tax credit», *The Quarterly Journal of Economics*, 111, 605-637.

- Eissa, N., og H. W. Hoynes (1998): «The earned income tax credit and the labor supply of married couples», Working Paper No. 6856. National Bureau of Economic Research. Massachusetts USA.
- Gruber, J. (1994): «The incidence of mandated maternity benefits: Evidence from health insurance benefits for maternity», *American Economic Review*, 84, 622-641.
- Hellevik, T. (2000): «Småbarnsforeldre: Yrkesaktivitet og tilsyn med egne barn før og etter kontantstøtten», *Søkelys på arbeidsmarkedet*, 18, 21-26.
- Håkonsen, L. T., T., Kornstad, K., Løyland og T. O. Thoresen (2001): «Kontantstøtten - effekter på arbeidstilbud og inntektsfordeling», Rapport 2001/5. Statistisk sentralbyrå. Oslo.
- Ilmakunnas, S. (1997): «Public policy and child care choices», i I. Persson, og C., Jonung (eds.), *Economics of the family and family policies*, 178-193. Routledge, London.
- Kitterød, R. H. (2003): «Mødre med 1-2-åringer – mye sammen med barna?» *Økonomiske analyser*, 3/2003, 37-48. Statistisk sentralbyrå. Oslo.
- Klerman, J., og A. Leibowitz (1997): «Labour supply effects of state maternity leave legislation», i Blau, F. D., og R. G. Ehrenberg, *Gender & family issues in the workplace*. Russell Sage Foundation. New York.
- Knudsen, C. (2001): «Hvem lot seg påvirke? Kontantstøtten og mødres yrkesaktivitet», Rapport 11/01. Norsk institutt for forskning om oppvekst, velferd og aldring (NOVA). Oslo.
- Kornstad, T., og T. O. Thoresen (2002): «A discrete choice model for labor supply and child care», Discussion paper No. 315. Statistisk sentralbyrå, Oslo.
- Lommerud, K. E. (1996): «Familiepolitikk og familieøkonomi» i NOU (1996:13), *Offentlige overføringer til barnefamilier*. Norges offentlige utredninger. Statens forvaltningstjeneste.
- Meyer, B. D. (1995): «Natural and quasi-experiments in economics», *Journal of Business & Economic Statistics*, 13, 151-161.
- Meyer, B. D., og D. T. Rosenbaum (2000): «Making single mothers work: Recent tax and welfare policy and its effects», Working Paper No. 7491. National Bureau of Economic Research. Massachusetts USA.
- Michalopoulos, C., P. K. Robins og I. Garfinkel (1991): «A structural modell of labor supply and child care demand», *The Journal of Human Resources*, XXVII, 166-203.
- Mincer, J. og S.W. Polachek (1974): «Family investments in human capital: Earnings of women», *Journal of Political Economy*, 82, 576-608.
- Mincer, J., og H. Ofek (1982): «Interrupted work careers: Depreciation and Restoration of human capital», *Journal of Human Resources*, 17, 3-24.
- OECD (2001): «Fiscal impacts og ageing: Projectons of age-related spending», Working paper no. 305. OECD, Paris.
- Ondrich, J., C. K. Spiess, og Q. Yang (1996): «Barefoot and in a German kitchen: Federal parental leave and benefit policy and the return to work after childbirth in Germany», *Journal of Population Economics*, 9, 247-266.
- O'Neill, J., og S. Polachek (1993): «Why the gender gap in wages narrowed in the 1980's», *Journal of Labor Economics*, 11, 205-228.
- Ribar, D. C. (1992): «Child care and labor supply of married women», *Journal of Human Resources*, 27, 134-165.
- Rissanen, T. og C. Knudsen (2001): *The Child Care allowance and women's labour force participation in Finland, 1985-1998. A comparison with Finland*. Skriftserie 06/01. Norsk institutt for forskning om oppvekst, velferd og aldring (NOVA). Oslo.
- Ruhm, C. (1998): «The economic consequences of parental leave mandates: Lessons from Europe», *Quarterly Journal of Economics*, 113, 285-317.
- Rønsen, M. (2001): *Market work, child care and the division of household labour. Adaptations of Norwegian mothers before and after the cash-for-care reform*. Report 2001/3. Statistisk sentralbyrå, Oslo.
- Rønsen, M., og M. Sundstrøm (1996): «Maternal employment in Scandinavia: A comparison of the after-birth employment activity of Norwegian and Swedish women», *Journal of Population Economics*, 9, 267-285.
- Schøne, P. (2002): «Kontantstøtten og effekter på arbeidstilbudet: Hva er en god sammenligningsgruppe?» *Søkelys på arbeidsmarkedet*, 19, 23-30.

Schøne, P. (2004): «Labour supply response to cash-for-care subsidy», *Journal of Population Economics* (kommer).

SSB (2003): *Statistikkbanken*.

Strøm, S. (1998): «Kontantstøtten», *Sosialøkonomen*, 52, 2-7.

Waldfoegel, J. (1999): «The impact of the Family and Medical Leave Act», *Journal of Policy Analysis and Management*, 18, 281-302.

Yelowitz, A. S. (1995): «The Medicaid notch, labor supply, and welfare participation: Evidence from eligibility expansions», *The Quarterly Journal of Economics*, 110, 909-939.