



IFAU – INSTITUTET FÖR
ARBETSMARKNADSPOLITISK
UTVÄRDERING

Effekten av delad föräldraledighet på kvinnors löner

Elly-Ann Johansson

RAPPORT 2010:5

Institutet för arbetsmarknadspolitisk utvärdering (IFAU) är ett forskningsinstitut under Arbetsmarknadsdepartementet med säte i Uppsala. IFAU ska främja, stödja och genomföra vetenskapliga utvärderingar. Uppdraget omfattar: effekter av arbetsmarknadspolitik, arbetsmarknadens funktionssätt, arbetsmarknadseffekter av åtgärder inom utbildningsväsendet och arbetsmarknadseffekter av socialförsäkringen. IFAU ska även sprida sina resultat så att de blir tillgängliga för olika intressenter i Sverige och utomlands.

IFAU delar även ut forskningsbidrag till projekt som rör forskning inom dess verksamhetsområden. Forskningsbidragen delas ut en gång per år och sista dag för ansökan är den 1 oktober. Eftersom forskarna vid IFAU till övervägande del är nationalekonomer, ser vi gärna att forskare från andra discipliner ansöker om forskningsbidrag.

IFAU leds av en generaldirektör. Vid institutet finns ett vetenskapligt råd bestående av en ordförande, institutets chef och fem andra ledamöter. Det vetenskapliga rådet har bl.a. som uppgift att lämna förslag till beslut vid beviljandet av forskningsbidrag. Till institutet är även en referensgrupp knuten där arbetsgivar- och arbetstagersidan samt berörda departement och myndigheter finns representerade.

Rapporterna finns även i tryckt format. Du kan beställa de tryckta rapporterna via telefon eller mejl. Se nedanstående kontaktinformation.

Postadress: Box 513, 751 20 Uppsala

Besöksadress: Kyrkogårdsgatan 6, Uppsala

Telefon: 018-471 70 70

Fax: 018-471 70 71

ifau@ifau.uu.se

www.ifau.se

IFAU har som policy att en uppsats, innan den publiceras i rapportserien, ska seminariebehandlas vid IFAU och minst ett annat akademiskt forum samt granskas av en extern och en intern disputerad forskare. Uppsatsen behöver dock inte ha genomgått sedvanlig granskning inför publicering i vetenskaplig tidskrift. Syftet med rapportserien är att ge den ekonomiska politiken och den ekonomisk-politiska diskussionen ett kunskapsunderlag.

Effekten av delad föräldraledighet på kvinnors löner[♦]

av

Elly-Ann Johansson[^]

22 mars 2010

Sammanfattning

Denna rapport studerar hur en något mer jämnt fördelad föräldraledighet påverkar kvinnors (och mäns) framtida löner. I linje med tidigare studier på området tycks den egna föräldraledigheten vara förknippad med lägre framtida lön. Även partnerns uttag spelar roll, men bara för kvinnor. För varje månad som pappan är föräldraledig ökar mammans framtida lön med knappt 7 procent. Det är en större effekt än motsvarande minskning av mammans egen föräldraledighet.

[♦] Tack till Peter Fredriksson och Per Johansson för värdefull handledning. Även Mikael Elinder, Jonas Lagerström, Håkan Selin, Björn Öckert och seminariedeltagare vid Nationalekonomiska institutionen, Uppsala universitet och ELE-konferensen i Lofoten, augusti 2009, har bidragit med viktiga synpunkter och förslag.

[^] E-post: elly-ann.johansson@ifau.uu.se

Innehållsförteckning

1	Inledning.....	3
2	Bakgrund: föräldrapenning och pappamånadsreformer	4
3	Att mäta effekten	6
4	Data.....	7
4.1	Data och deskriptiv statistik	7
4.2	Hur reformerna påverkade föräldraledighetsuttag	10
5	Resultat	13
5.1	Huvudresultat	13
5.2	Föräldraledighet som ej sker på sommaren	17
6	Avslutande kommentarer	18
	Referenser.....	19
	Appendix.....	21

1 Inledning

Under de senaste decennierna har det skett stora förändringar på arbetsmarknaden. Kvinnors arbetsmarknadsdeltagande, utbildningsnivå, arbetad tid och löner har blivit allt mer lika männens, men fortfarande kvarstår skillnader i löner som är svåra att förklara med hjälp av observerade egenskaper (Lundberg och Pollak, 2007; Lundberg, 2005). Samtidigt har kvinnor fortsatt att ta huvudansvaret för barn och hem (Evertsson and Neremo, 2007; Gershuny and Robinson, 1988; Halleröd, 2005; Lundberg and Pollak, 2007), vilket ibland förts fram som en möjlig delförklaring till det kvarvarande lönegapet mellan män och kvinnor (Datta Gupta et al, 2008; Lundberg and Pollak, 2007). Det finns flera skäl till varför kvinnors ansvar för barn kan försämra framtida löner. För det första så kan barnledigheten minska framtida löner via minskat humankapital under ledigheten. För det andra så kan rollfördelningen under barnets första år permanentas, vilket i sin tur kan göra att kvinnor även fortsättningsvis arbetar deltid eller väljer andra typer av jobb än män.

I den här studien undersöks hur en mer delad föräldraledighet påverkar kvinnors (och mäns) framtida löner. Det finns en mängd tidigare studier som undersöker hur förvärvsavbrott påverkar löner, men denna studie avviker från tidigare forskning på två viktiga punkter. För det första är fokus inte enbart på effekten av eget förvärvsavbrott utan framför allt på effekten av partnerns föräldraledighet. För det andra används flera olika skattningsmetoder. Förutom modeller som använder tvärsnittsdata eller paneldata med individfixa effekter så utnyttjas införandet av första och andra pappamånaden som s.k. exogen variation i föräldraledighet. Den första pappamånadsreformen 1995 reserverade 30 dagars föräldraledighet till vardera förälder, vilket i praktiken oftast innebar att mamman "förlorade" 30 dagar till förmån för pappan. Den andra pappamånadsreformen 2002 förlängde den totala föräldraledigheten med 30 dagar samtidigt som ytterligare 30 dagar reserverades för vardera förälder. Detta innebar i praktiken ingen skillnad för de flesta mammor men pappor gavs ytterligare incitament att vara hemma med barnen.

Tidigare studier har framför allt baserats på tvärsnittsdata eller paneldata, och resultaten visar att karriäravbrott påverkar den framtida lönen negativt (Albrecht et al, 1999; Datta Gupta and Smith, 2002; Gangl and Ziefle, 2009; Görlich and De Grip, 2009; Mincer, 1974; Mincer and Polachek, 1974; Mincer and Ofek, 1982; Ruhm, 1998; Skyt Nielsen, 2009). Oftast undersöks bara effekten av den egna ledigheten. Ett undantag är Pylkkänen och Smith (2003) som finner att längre föräldraledighet reserverad för pappan gör att mamman

återvänder snabbare till arbetet även om den totala tillgängliga ledighetstiden för mamman hålls konstant. Studier som undersöker betydelsen av pappans tidiga föräldraledighet på hans engagemang i barnet längre fram finner blandade resultat. Till exempel hittar Ekberg m.fl. (2004) inga effekter av den svenska pappamånaden på sannolikheten att pappan är ledig med sjukt barn längre fram. Nepomnyaschy och Waldfogel (2007) å andra sidan menar att pappor som är hemma längre i samband med barnets födelse också är mer involverade i barnet längre fram, och det resultatet kvarstår även sedan forskarna tagit hänsyn till pappans engagemang under graviditeten.

Resultaten i denna studie visar, i likhet med tidigare studier, på en negativ effekt av föräldraledighet på framtida löner. Även partners föräldraledighetsuttag påverkar lönen, men bara för kvinnor. För varje månad som pappan är föräldraledig ökar mammans framtida lön med cirka 6,7 procent, och det är en större effekt än motsvarande minskning av mammans egen föräldraledighet. Dessa resultat bygger dock på antagandet att individfixa effekter är en tillräcklig kontroll för eventuella skillnader mellan familjer med olika nivåer av föräldraledighetsuttag. Om istället införandet av första/andra pappamånaden används för att skapa en utifrån given variation i föräldraledighetsuttag blir resultaten imprecist skattade, men punkttestimaten är i samma nivå eller större än i modellen med individfixa effekter.

2 Bakgrund: föräldrapenning och pappamånadsreformer

Dagens föräldraförsäkring introducerades redan 1974 och gav bägge föräldrar samma rätt att använda systemet. Det består av flera delar, bland annat av en offentligt finansierad föräldrapenning för föräldrar som avstår från arbete för att ta hand om sitt barn. De flesta dagar (360 eller 390, beroende på när barnet är fött) berättigar till ersättning enligt inkomstbortfallsprincipen, enligt vilken 75-90 procent (detta har varierat över tid) av den tidigare lönen ersätts upp till ett visst tak. Övriga 90 dagar ger en lägre ersättningsnivå, lika för alla oavsett tidigare inkomst. För personer som saknar sjukpenninggrundade inkomst ersätts alla dagar på en låg, fast nivå. Antalet dagar med föräldrapenning och den maximala ersättningsnivån har varierat över tid, se Tabell A 1 i Appendix för en mer detaljerad beskrivning. Föräldrapenningssystemet är flexibelt – föräldraledighet kan tas ut ända tills barnet fyller åtta år och föräldrarna kan

även välja att ta ut föräldrapenning på deltid. För mer information om föräldrapenningen, se Duvander et. al. (2005) eller Försäkringskassan (2002).

Majoriteten av föräldrapenningdagar tas ut av mammor (Batljan et. al., 2004). För att öka pappornas uttag av föräldraledighetsdagar infördes därför två så kallade "pappamånader", den första 1995 och den andra 2002. Tidigare hade varje förälder tilldelats hälften av föräldrapenningdagarna, men det stod föräldrarna fritt att dela med sig av dagar till varandra, vilket fick till följd att nästan all föräldraledighet togs ut av mammor. Men för barn födda fr.o.m. 1 januari, 1995, kan 30 dagar inte överlåtas på den andra föräldern. För barn födda fr.o.m. 1 januari, 2002, så är 60 dagar reserverade för vardera förälder. I praktiken var reformerna mest bindande för pappor och kom därför att kallas för pappamånadsreformer. Reformerna skilde sig lite åt; 1995 hölls det totala antalet dagar konstant, vilket fick till följd att de flesta mammor tvingades minska sin föräldraledighet. 2002 sammanföll reformen med att det totala antalet föräldrapenningdagar utökades med 30 dagar, vilket gjorde att mammornas maximala tillgängliga föräldraledighet inte påverkades.

Viktigt att notera är att reformerna bara gäller för familjer med barn födda från 1 januari 1995 respektive 2002. Vid dessa tidpunkter infördes även andra förändringar i socialförsäkringssystemet, men de är inte kopplade till barnets födselögonpunkt och därmed påverkar de både familjer med barn födda före reformen och familjer med barn födda efter reformen likadant. Några undantag finns dock vad gäller ersättningsnivåerna i föräldraförsäkringen. Ersättningen sänktes från 90 till 80 procent 1995, och även om detta på sikt påverkade alla familjer lika så fick familjer med barn födda före 1995 behålla den högre, 90-procentiga ersättningsnivån i ytterligare två år. Dock var de 30 s.k. pappadagarna undantagna från sänkningen och de ersattes även fortsättningsvis med 90 procent av tidigare inkomst. 2002 dubblerades ersättningsnivån för de 90 dagarna med låg ersättning och detta gällde enbart barn födda från det datumet.

Pappamånadsreformen gällde dessutom bara föräldrar med delad vårdnad. Giftna föräldrar tilldelas automatiskt delad vårdnad, medan övriga föräldrar måste ansöka om det. De allra flesta ogiftna föräldrar väljer dock att ha delad vårdnad. I det datamaterial som används finns inte uppgifter om vårdnadshavare, men i stället finns uppgifter om huruvida föräldrarna är samboende och de måtten är vanligtvis högt korrelerade. I samplet (se nedan) är 93 procent av föräldrarna sammanboende när barnet fyller ett år, och år 1999 så hade 96 procent av alla sammanboende föräldrar till barn 1–5 år gamla delad vårdnad (SCB, 2000).

3 Att mäta effekten

I den här studien används flera olika typer av variation för att undersöka hur en mer delad föräldraledighet påverkar kvinnors (och mäns) löner. Först används en tvärsnittmodell, där effekten av föräldraledighet på lönen när barnet är fyra år gammalt skattas. Därefter används en modell med individfixa effekter, där i stället effekten av föräldraledighet på förändringen i lön (från året före barnets födsel till då barnet är fyra år) skattas. Denna modell är mer flexibel såtillvida att den tar hänsyn till att familjer med olika typer av föräldraledighetsuttag också kan skilja sig åt i andra avseenden vilket i sin tur kan påverka lönen.

Om detta inte räcker – till exempel för att barnafödande påverkas av lönechocker – krävs någon form av exogen variation för att trovärdigt kunna skatta effekten av föräldraledighet på löner. I denna studie används första och andra pappamånaden som sådan exogen variation. Två olika modeller skattas. Först skattas en s.k. difference-in-difference (DD) modell som jämför förändringen i lön för föräldrar till barn födda i januari efter reformen med förändringen i lön bland föräldrar vars barn föddes i december före reformen. Under antagandet att familjer inte på månaden kan finjustera när barnet föds utan det beror på slumpen, så innebär detta att eventuella skillnader i föräldraledighetsuttag mellan januari- och decemberfamiljer är exogent (stys av slumpen). Men om familjer skiljer sig åt beroende på när barnet är fött – t.ex. för att decemberbarnen börjar skolan ett år tidigare än januaribarnen eller för att januaribarnen är en månad yngre när lönedata samlas in, vilket i sin tur kan påverka föräldrarnas sannolikhet att arbeta eller att ha skaffat ytterligare barn – så kommer DD-modellen inte att vara pålitlig. Därför skattas till sist även en s.k. trippel-differens-modell, där löneskillnader mellan januari- och decemberfamiljer under reformåret jämförs med motsvarande löneskillnader året före reformen infördes. I det fall bakgrundskovariater inte är med i analysen kan DD- och DDD-modellerna beräknas som enkla skillnader i gruppgenomsnitt, se Tabell 1. För en mer utförlig diskussion om identifikation, se IFAU Working paper 2010:4.

Tabell 1. DD och DDD-estimat av effekten av reformexponering

	Jämförelsekohort (barnet fött 1 år före reformen)		Reformkohort (barnet fött omkring reformen)	
	December	Januari	December	Januari
Barnets födelsemånad				
LogInk före barnets födsel	a'	b'	a	b
LogInk då barnet är 4 år	c'	d'	c	d
Differens	c'-a'	d'-b'	c-a	d-b
DD-estimat	(d'-b')-(c'-a')		(d-b)-(c-a)	
DDD-estimat	[(d-b)-(c-a)]-[(d'-b')-(c'-a')]			

4 Data

Detta stycke beskriver det dataset som används och ger en bild av hur första och andra pappamånaden påverkade föräldraledighetsuttag. För en mer detaljerad diskussion om reformerna och huruvida de kan betraktas som exogen variation i föräldraledighet hänvisas till IFAU Working paper 2010:4.

4.1 Data och deskriptiv statistik

Paneldatasetet som används består av registerinformation från SCB:s LISA-databas och Flergenerationsregistret. Detta har sedan kombinerats med data på föräldraledighetsuttag från Försäkringskassan. Förutom information om årsinkomster och föräldraledighetsuttag finns även information om föräldrarnas utbildningsnivå, ålder, huruvida föräldrarna är gifta samt barnets kön. Datasetet täcker hela populationen, och det finns i princip inget bortfall. Samplet består av svenska¹ familjer vars första² barn föddes i december eller januari omkring vardera reform eller i december/januari året före. Flerbarnsfödslar (cirka 3 procent av alla födslar) exkluderas eftersom föräldraledighetsreglerna för dessa familjer ser något annorlunda ut. Totalt innebär det att första reformens sampel innehåller 9007 familjer och andra reformens sampel innehåller 8301 familjer.

¹ Bland invandrarfamiljer finns det ett 20-procentigt bortfall framför allt p.g.a. att information om utbildning saknas. Dock förändras inte resultaten nämnvärt om även familjer med invandrarbakgrund inkluderas i analysen.

² Enbart fall där barnet är *bägge* föräldrars förstfödda barn inkluderas för att undvika att föräldraledighet för tidigare barn snedvrider analysen.

Inkomsterna observeras både ett år före barnets födsel och när barnet är omkring fyra³ år gammalt.

För att inkludera även föräldrar som står utanför arbetsmarknaden i analysen mäts löner som $\log(\text{inkomst}+1)$. Eftersom detta potentiellt kan vara ett problem visas även resultat från skattningar av sannolikheten att arbeta, samt $\log(\text{lön})$ för dem som har en positiv lön – se IFAU Working paper 2010:4. Föräldraledighet mäts som den samlade ledigheten upp till att barnet är tre år gammalt (detta för att undvika den direkta, delvis självklara, effekten av föräldraledighet under barnets fjärde levnadsår på årslönen under samma år). I DD- och DDD-modellerna används en indikatorvariabel för reformexponering som antar värdet 1 för familjer vars barn föddes efter reformen och värdet 0 för alla andra familjer. I modellerna inkluderas även fixa effekter för födelsemånad (=1 om född i januari) och kohort (=1 om född kring reformen). (Reformindikatorn är därför =1 om barnet är fött i januari *och* kring reformen).

Tabell 2 visar deskriptiv statistik för båda samplena, uppdelat efter kohort och födelsemånad. Samtliga variabler utom föräldraledighetsuttag (och barnets kön) är mätta ett år före barnets födsel. Det är mycket små skillnader i de flesta variabler både mellan reform- och jämförelsekohorter och mellan december- och januarifamiljer. De flesta föräldrar har antingen gymnasieutbildning (60 procent) eller en högskoleutbildning (30 procent). Papporna är äldre och har något högre årslöner än mammorna. Cirka 20 procent av föräldrarna är gifta, och att andelen är så låg beror på att giftasstatus mäts ett år före barnets födelse.

När det gäller föräldraledighet så är skillnaderna större och reformerna tycks ha haft stor effekt på föräldraledighetsuttag. Första reformen minskade mammornas föräldraledighet med nästan en månad (27.8 dagar) och ökade pappornas föräldraledighet med nästan 8 dagar. Detta kan jämföras med förändringen kring jämförelseårsskiftet, då antalet föräldrapenningdagar är ganska lika för december- och januaribarn (något färre dagar har använts för barn födda i januari, sannolikt för att de är något yngre vid mättillfället). Efter den andra pappamånadsreformen minskade mammornas föräldrapenninguttag med 10 dagar, men året före minskade de ännu mer (med 14 dagar) vilket återigen visar att detta sannolikt beror på att januaribarnen är något yngre när föräldraledighetsuttaget mäts. Pappornas uttag ökade med 9 dagar efter andra reformen, medan det var i princip oförändrat kring jämförelseåret.

³ Eftersom lönerna samlas in vid ungefär samma tidpunkt för alla familjer innebär det att januaribarnen i snitt är en månad yngre än decemberbarnen när lönerna mäts.

Tabell 2. Deskriptiv statistik

	Jämförelsekohort		Reformkohort	
	<u>Panel a) Första reform-samplet</u>			
	Dec93	Jan94	Dec94	Jan95
Mammans inkomst	117,8	118,8	112,5	111,3
(tusentals kronor)	(63,2)	(64,2)	(71,1)	(71,5)
Pappans inkomst	143,8	145,9	140,7	142,1
(tusentals kronor)	(89,5)	(93,3)	(105,3)	(101,0)
Mammans föräldraledighet (dagar)	460,4	457,8	467,1	439,3
	(160,6)	(154,6)	(159,7)	(152,5)
Pappans föräldraledighet (dagar)	50,1	47,5	40,4	47,9
	(69,4)	(69,7)	(71,2)	(62,0)
Mammans ålder	25,6	25,6	25,6	25,5
	(4,55)	(4,40)	(4,43)	(4,42)
Pappans ålder	27,7	27,6	27,8	27,7
	(4,96)	(4,98)	(4,94)	(4,85)
Mamma med gymnasieutbildning	0,60	0,59	0,59	0,61
Pappa med gymnasieutbildning	0,58	0,60	0,60	0,58
Mamma med högskoleutbildning	0,29	0,29	0,29	0,28
Pappa med högskoleutbildning	0,27	0,26	0,27	0,28
Gift	0,18	0,17	0,18	0,18
Son	0,51	0,51	0,53	0,51
N	2135	2520	2115	2237

Panel b) Andra reform-samplet				
	Dec00	Jan01	Dec01	Jan02
Mammans inkomst	155,3	155,8	170,0	170,4
(tusentals kronor)	(95,1)	(99,4)	(104,5)	(105,7)
Pappans inkomst	205,4	209,3	226,9	222,1
(tusentals kronor)	(128,4)	(134,4)	(176,7)	(168,1)
Mammans föräldraledighet (dagar)	408,1	394,4	405,3	395,2
	(142,5)	(142,6)	(146,9)	(138,8)
Pappans föräldraledighet (dagar)	56,6	57,3	62,5	71,6
	(69,2)	(68,5)	(67,9)	(69,7)
Mammans ålder	26,8	26,9	27,3	27,0
	(4,50)	(4,58)	(4,71)	(4,55)
Pappans ålder	28,9	28,9	29,2	28,8
	(5,01)	(4,92)	(5,04)	(4,97)
Mamma med gymnasieutbildning	0,50	0,48	0,54	0,56
Pappa med gymnasieutbildning	0,54	0,53	0,66	0,64
Mamma med högskoleutbildning	0,38	0,40	0,38	0,36
Pappa med högskoleutbildning	0,34	0,35	0,24	0,26
Gift	0,21	0,20	0,20	0,18
Son	0,53	0,52	0,53	0,51
N	1848	2174	1944	2335

Notera: Alla variabler förutom föräldraledighetsvariablerna och barnets kön är mätta ett år före barnets födelse. Inkomster mäts i tusentals kronor (inklusive nollinkomster). Standardfel inom parentes.

4.2 Hur reformerna påverkade föräldraledighetsuttag

Det är intressant att undersöka mer i detalj hur reformerna påverkade föräldraledighetsuttag. Tabell 3 skattar effekten av reformerna på föräldraledighetsuttag, både med och utan kontrollvariabler. Eftersom både reformkohorter och jämförelsekohorter ingår i regressionsanalysen och modellen innehåller både kohort- och månadsfixa effekter, mäter detta den "extra" effekten av reformerna, när "normala" skillnader mellan barn födda i december

och januari rensats bort. Det är tydligt att reformerna hade effekt: första reformen minskade mammornas föräldraledighet med knappt en månad och ökade pappornas föräldraledighet med drygt 10 dagar. Andra reformen hade ingen effekt på mammornas dagar men ökade pappornas uttag med 8–9 dagar.

Tabell 3. Effekten av reformerna på föräldraledighetsuttag (dagas)

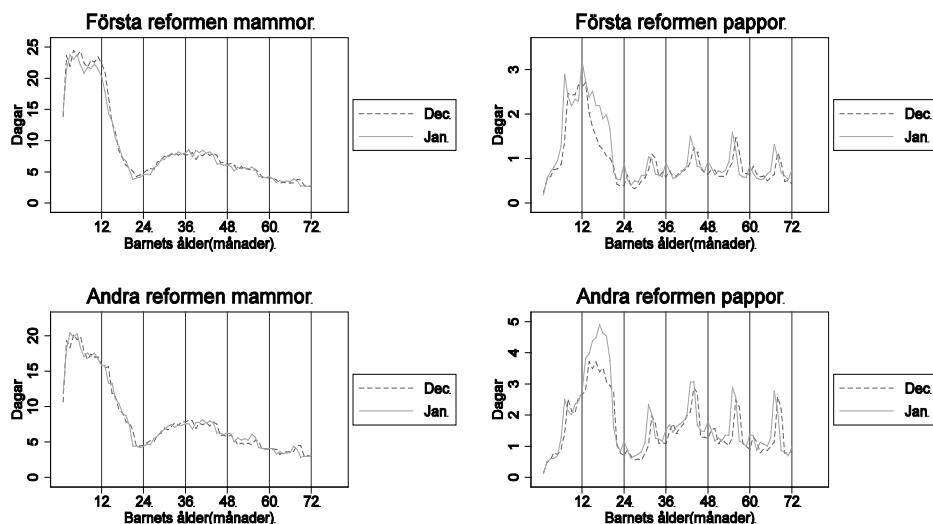
	Mammor	Mammor	Pappor	Pappor
	Panel a) Första reform-samplet			
REFORM	-25,304**	-25,792**	10,144*	10,025*
	9,383	9,352	4,075	4,046
Kontrollvariabler	Nej	Ja	Nej	Ja
R2	0,905	0,905	0,595	0,602
F	9537,692	3222,543	537,277	190,664
N	18014	18014	18014	18014
	Panel b) Andra reform-samplet			
REFORM	3,522	1,537	8,444*	9,019*
	8,910	8,817	4,289	4,213
Kontrollvariabler	Nej	Ja	Nej	Ja
R2	0,899	0,901	0,648	0,660
F	8188,341	2822,574	859,009	305,184
N	16602	16602	16602	16602

Notera: Signifikansnivåer: * 10 %, ** 5%, *** 1%. Standardfel inom parentes, klustrade på familj.

Det är också av intresse att veta om familjer med barn födda strax före och efter vardera reform beter sig olika på andra sätt än vad gäller föräldraledighetens längd. Figur 1 visar därför föräldraledighetsuttag per månad över tid (i termer av barnets ålder) för december- respektive januarigruppen för att visa om timingen av ledighet skiljer sig åt.

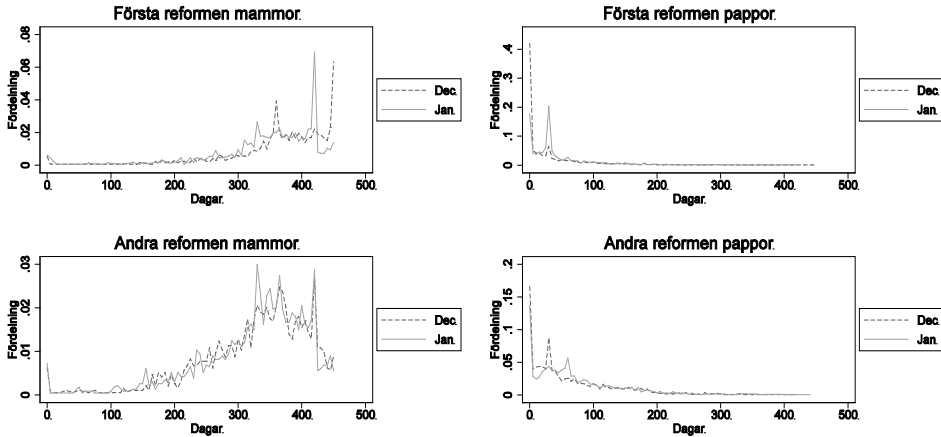
Figuren visar att majoriteten av föräldraledighetsdagar tas ut före barnet fyllt två år. För mammor är det inga större skillnader mellan december- och januarigrupper annat än att januarigruppens graf vid första reformen ligger något under decembergruppens, vilket är naturligt eftersom första reformen minskade mammans föräldraledighet. Även för pappor syns effekten av reformerna då januarigruppens graf mestadels ligger ovanför decembergruppens. För papporna finns också ett tydligt säsongsmönster – föräldraledighetsuttaget ökar kraftigt framför allt under somrar, men även kring jul och

nyår. Detta är sannolikt också den viktigaste förklaringen till den lilla skillnad i timing som framträder för pappor: de är lediga lite tidigare i barnets liv för januarifödda barn (varje ledighet inträffar i snitt en månad tidigare i livet för dessa barn). Men den generella bilden är att det inte är några större skillnader i timingen av föräldraledighet mellan kontroll- och behandlingsgrupper.



Figur 1. Föräldraledighetsuttag vid olika åldrar på barnet

Slutligen visar Figur 2 fördelningen av föräldraledighetsdagar uppdelat på december- och januarigrupp. Det är tydligt att mammorna tar den överväldigande majoriteten av föräldraledighetsdagar, medan en stor del av papporna inte tar ut någon föräldraledighet alls. Effekten av reformerna syns också tydligt. Efter första reformen minskade andelen pappor som inte använder någon föräldraledighet alls från över 40 procent till strax under 20 procent, och istället syns en ny topp vid 30 dagar. Efter andra reformen syns istället en ny uttagstopp vid 60 dagar. För mammor syns ingen effekt av andra reformen, medan första reformen innebar ett klart skift åt vänster i fördelningen.



Figur 2. Fördelningen av föräldraledighet mellan december- och januarifamiljer

Men även om reformerna tycks ha haft en klar effekt på föräldraledighetsuttag, är det viktigt att undersöka om de kan betraktas som exogena eller om det är olika sorters familjer som hamnar i december- respektive januarigrupp. Det kan för det första finnas "statisk" sortering, t.ex. om familjer (medvetet eller omedvetet) planerar barnets födselstidpunkt efter reformerna. De fixa-effekt modeller som används tar dock hänsyn till sådan "statisk" sortering. Mer problematiskt är om behandlingsstatus påverkas av faktorer som förändras över tid, exempelvis för att fertilitet och därmed behandlingsstatus påverkas av inkomstchocker. I så fall är reformerna inte användbara som exogena instrument. I Working paper 2010:4 görs en utförlig analys av detta, och det verkar inte vara ett problem då tidigare inkomster (mätta två eller tre år före barnets födelse) inte tycks påverka behandlingsstatus. För en mer utförlig diskussion om detta, se IFAU Working paper 2010:4.

5 Resultat

5.1 Huvudresultat

Tabell 4 och Tabell 5 visar resultaten från skattningar av effekten av föräldraledighet på löner med hjälp av olika modeller, för mammor (Tabell 4) och pappor (Tabell 5) separat. Det finns flera saker att notera. För det första är det relativt stora skillnader mellan tvärsnittsmodellen (kolumn 1) och fixa

effekt-modellen (kolumn 2), vilket antyder att familjer med olika nivåer på föräldraledighet skiljer sig åt i viktiga avseenden.

För det andra, om vi fokuserar på fixa effekt-modellen, så kan vi se att föräldraledighet är associerat med lägre framtida lön, vilket ligger i linje med tidigare forskning. Dock är effekterna i denna studie långt större än vad de flesta tidigare studier funnit (omkring 4.5 procent lägre inkomst för kvinnor och 7.5 procent lägre inkomst för män, vilket kan jämföras med effekter på 0.1-0.5 procent i Albrecht et al (1999)). Detta kan bero på flera saker. För det första används här årsinkomster, vilka reflekterar både månads- eller timlön och arbetad tid, medan de flesta tidigare studier har fokuserat på löner. För det andra är tidshorisonten i denna studie relativt kort – fyra år – och många föräldrar kan vara föräldralediga på nytt med yngre barn när utfallen mäts. Dessutom bör effekten på lite längre sikt vara mindre på grund av att humankapital och därmed även löner bland de föräldralediga haft längre tid på sig att hinna ikapp. Skillnaden i effekt mellan män och kvinnor kan bero på ickeinjära effekter (de första månaderna av föräldraledighet kanske har större negativ effekt på framtida löner än varje efterkommande månad) eller på grund av att föräldraledighet innebär en mer negativ signal för män (om kvinnor "förväntas" vara föräldralediga men samma förväntan inte finns på män då relativt få män är pappalediga i någon längre utsträckning).

För det tredje, så tycks även partners föräldraledighet spela roll, men bara för kvinnor. Varje månad som pappan är föräldraledig är associerad med 6.7 procent högre framtida lön för mamman (i första reform-samplet; effekten i andra reformsamplet är inte precis skattad). Denna effekt är större än motsvarande minskning av mammans egen föräldraledighet. För pappor verkar partners föräldraledighet däremot inte ha någon effekt på framtida löner. En möjlig mekanism bakom resultaten skulle kunna vara att föräldraledighet får långsiktiga konsekvenser och familjer där pappan tar större del i föräldraledigheten även fortsättningsvis delar mer lika på hemarbete, vilket får en positiv effekt på kvinnans lön. En annan möjlig tolkning är signalerings-effekter: om kvinnan förväntas ta ut all föräldraledighet men istället återvänder snabbare till arbetet skulle det kunna innebära en positiv signal till arbetsgivaren, vilket i sin tur innebär högre framtida lön. Bägge tolkningar bygger dock på att selektionsproblemet är löst och att det inte finns några kvarvarande skillnader mellan familjer med högt- respektive lågt föräldraledighetsuttag, som skulle kunna snedvridera resultaten.

Om sådana skillnader kvarstår, så måste modellerna som använder pappamånadsreformerna användas för att identifiera ett orsakssamband. Tyvärr kan modellerna som använder pappamånadsreformerna som exogen variation (kolumn 3 och 4) inte skatta någon precis effekt av föräldraledighet på löner. Därmed kan dessa mer trovärdiga modeller inte användas för att säga något om den kausala effekten av föräldraledighet på framtida löner. Detta beror inte på att reformerna inte påverkade föräldraledighet; som vi såg ovan hade båda reformer en stor effekt på föräldraledighetsuttag.

Tabell 4. Effekten av föräldraledighet på mammors inkomster fyra år efter barnets födelse

	CS	FE	DD	DDD
<u>Panel a) Första reform-samplet</u>				
Mammans föräldraledighet	-0,011 (0,009)	-0,045*** (0,013)		
Pappans föräldraledighet	0,021 (0,019)	0,067* (0,029)		
REFORM	[0,017] [0,011]	[0,061] [0,023]	0,088 (0,176)	0,149 (0,244)
Kontrollvariabler	Ja	Ja	Ja	Ja
R2	0,059	0,656	0,667	0,655
F	40,717	45,833	17,038	41,939
N	9007	18014	8704	18014
<u>Panel b) Andra reform-samplet</u>				
Mammans föräldraledighet	0,026** (0,010)	-0,023 (0,014)		
Pappans föräldraledighet	0,034 (0,022)	0,036 (0,030)		
REFORM	[0,011] [0,012]	[0,010] [0,014]	-0,041 (0,164)	0,102 (0,236)
Kontrollvariabler	Ja	Ja	Ja	Ja
R2	0,047	0,683	0,688	0,683
F	29,497	41,427	25,744	37,474
N	8301	16602	8558	16602

Notera: Signifikansnivåer: * 10 %, ** 5%, *** 1%. Standardfel inom parent, klustrade på familj.

Tabell 5. Effekten av föräldraledighet på pappors inkomster fyra år efter barnets födelse

	CS	FE	DD	DDD
<u>Panel a) Första reform-samplet</u>				
Mammans föräldraledighet	0,013	0,000		
	(0,007)	(0,011)		
Pappans föräldraledighet	0,035	-0,076**		
	(0,019)	(0,027)		
REFORM	[0,000]	[-0,025]	-0,256	-0,186
	[0,011]	[0,018]	(0,165)	(0,221)
Kontrollvariabler	Ja	Ja	Ja	Ja
R2	0,058	0,706	0,706	0,706
F	39,912	11,074	10,795	11,139
N	9007	18014	8704	18014
<u>Panel b) Andra reform-samplet</u>				
Mammans föräldraledighet	0,007	0,005		
	(0,008)	(0,012)		
Pappans föräldraledighet	0,010	-0,075**		
	(0,020)	(0,026)		
REFORM	[0,003]	[-0,022]	-0,050	-0,074
	[0,007]	[0,014]	(0,138)	(0,206)
Kontrollvariabler	Ja	Ja	Ja	Ja
R2	0,047	0,714	0,731	0,713
F	25,454	3,860	2,125	3,031
N	8301	16602	8558	16602

Notera: Signifikansnivåer: * 10 %, ** 5%, *** 1%. Standardfel inom parentes, klustrade på familj.

Ovan har effekten på logaritmerade inkomster (+1 för att inkludera dem som ej arbetar) använts. Det finns för- och nackdelar med detta, och hur man mäter inkomster kan potentiellt påverka vilket effekt som skattas. I IFAU Working paper 2010:4 skattas därför även effekten på sannolikheten att delta i arbetsmarknaden (ha en årsinkomst som är större än noll) och effekten på log-inkomster bland dem som arbetar, separat. Denna analys antyder dock att valet

att mäta inkomster som logaritmerade årsinkomster +1 inte snedvrider resultaten.

5.2 Föräldraledighet som ej sker på sommaren

Det kan också vara av intresse att studera när föräldraledigheten tas ut. Särskilt intressant är att skilja mellan föräldraledighet som tas ut under sommaren (när även den andra föräldern ofta är semesterledig) från föräldraledighet som tas ut under resten av året, när partnern arbetar, eftersom sådan föräldraledighet potentiellt har större effekt på partnerns framtida inkomster. Tabell 6 visar effekten av sådan föräldraledighet, där ledighet under sommaren (juni, juli och augusti) räknats bort. Tabellen visar att föräldraledighet under arbetsperioder har ännu större effekt på framtida löner. Fortfarande spelar partnerns ledighet ingen roll för pappor, men är viktig för mammor. För varje månad som pappan är föräldraledig ökar mammans framtida lön med nära tio procent (första reform-samplet).

Tabell 6. Effekten av föräldraledighet när ledighet under sommaren exkluderats

	FE: Effekt på mammornas inkomst	FE: Effekt på pappornas inkomst
Panel a) Första reform-samplet		
Mammans föräldraledighet	-0,056*** (0,017)	0,002 (0,015)
Pappans föräldraledighet	0,098** (0,037)	-0,092** (0,035)
REFORM	[0,081] [0,030]	[-0,033] [0,022]
Kontrollvariabler	Yes	Yes
R2	0,656	0,706
F	46,074	11,091
N	18014	18014

Panel b) Andra reform-samplet		
Mammans föräldraledighet	-0,030 (0,018)	0,005 (0,016)
Pappans föräldraledighet	0,057 (0,036)	-0,088** (0,032)
REFORM	[0,016] [0,018]	[-0,026] [0,017]
Kontrollvariabler	Yes	Yes
R2	0,683	0,714
F	41,581	3,785
N	16602	16602

Notera: Signifikansnivåer: * 10 %, ** 5%, *** 1%. Standardfel inom parentes, klustrade på familj.

6 Avslutande kommentarer

Studien har undersökt hur föräldraledighet – både den egna och partners – påverkar framtida löner. Förutom en tvärsnittmodell, så har även en modell med s.k. individfixa effekter använts, samt två modeller som använder införandet av första och andra pappamånaden som exogen variation i föräldraledighet. I linje med tidigare studier tycks egen föräldraledighet påverka den framtida lönen negativt, i alla fall enligt skattningar med hjälp av fixa-effekt modellen.

Likaså spelar partners ledighet roll, men bara för mammor. Det verkar som om en månads pappaledighet har större positiv inverkan på mammans framtida lön än motsvarande förkortning av mammans egen föräldraledighet. En möjlig tolkning av resultaten är att pappors låga föräldraledighetsuttag har en negativ inverkan på mammors karriärer, och att en ökning av pappornas delaktighet i föräldraledigheten skulle kunna vara ett sätt att minska lönegapet mellan män och kvinnor. En sådan tolkning bygger dock bland annat på att alla viktiga skillnader mellan familjer tagits hänsyn till. Om så inte är fallet, blir resultaten snedvridna. De modeller som använder pappamånadsreformerna som exogen variation ger bara imprecisa skattningar, och kan därför inte användas för att säga något om den kausala effekten av en mer jämnt fördelad föräldraledighet på framtida inkomster.

Referenser

- Albrecht, J.W, P-A Edin, M. Sundström och S. B. Vroman (1999): Career interruptions and subsequent earnings: a reexamination using Swedish data, *The Journal of Human Resources*, vol. 34, nr. 2
- Batljan, I., S. Tillander, S. Örnhall Ljung och M. Sjöström (2004): Föräldrapenning, pappornas uttag av dagar, fakta och analys, Socialdepartementet
- Datta Gupta, N., N. Smith och M. Verner (2008): The impact of Nordic countries' family friendly policies on employment, wages, and children, *Review of Economics of the Household*, vol. 6, nr. 1
- Datta Gupta, N. och N. Smith (2002): Children and career interruptions: the family gap in Denmark, *Economica*, vol. 69
- Duvander, A-Z, T. Ferrarini och S. Thalberg (2005): Swedish parental leave and gender equality. Achievements and reform challenges in a European perspective, Institutet för framtidsstudier, working paper 2005:11
- Ekberg, J., R. Eriksson och G. Friebe (2005): Parental leave – a policy evaluation of the Swedish "daddy-month" reform, IZA discussion paper no. 1617, Institute for the Study of Labor, Bonn, Germany
- Ekberg, J., R. Eriksson och G. Friebe (2004): Sharing responsibility? Short- and long-term effects of the Swedish "daddy-month" reform, working paper 3/2004, Institutet för social forskning (SOFI)
- Evertsson, M. och M. Neramo (2007): Changing resources and the division of housework: a longitudinal study of Swedish couples, *European Sociological Review*, vol. 23, nr. 4
- Försäkringskassan (2002): Föräldrapenning, Vägledning 2002:1, version 2
- Gangl, M. och A. Ziefle (2009): Motherhood, labor force behavior, and womens careers: an empirical assessment of the wage penalty for motherhood in Britain, Germany, and the United States, *Demography*, vol. 46, nr. 2
- Gershuny, J. och J.P. Robinson (1988): Historical changes in the household division of labor, *Demography*, vol. 25, nr. 4

- Görlich, D. och A. De Grip (2009): Human capital depreciation during hometime, *Oxford Economic Papers*, vol. 61, supplementary issue 1
- Halleröd, B. (2005): Sharing of housework and money among Swedish couples: do they behave rationally?, *European Sociological Review*, vol. 21, nr. 3
- Johansson E-A (2010): The effect of own and spousal parental leave on earnings, Working paper 2010:4, IFAU.
- Lundberg, S. och R.A. Pollak (2007): The American family and family economics, NBER working paper no. 12908, National Bureau of Economic Research
- Lundberg, S (2005): Men and islands: dealing with the family in empirical labor economics, *Labour Economics*, vol. 12
- Mincer, J. and H. Ofek (1982): Interrupted work careers: depreciation and restoration of human capital, *The Journal of Human Resources*, vol. 17, no. 1
- Mincer, J. and S. Polachek (1974): Family investments in human capital: earnings of women, *The Journal of Political Economy*, vol. 82, no. 2
- Mincer, J (1974): *Schooling, experience, and earnings*, New York: Columbia University Press
- Nepomnyaschy, L. och J. Waldfogel (2007): Paternity leave and fathers' involvement with their young children, *Community, Work and Family*, vol. 10, nr. 4
- Pylkkänen, E. och N. Smith (2003): Career interruptions due to parental leave: a comparative study of Denmark and Sweden, *OECD Social, Employment and Migration working papers*
- Ruhm, C. (1998): The economic consequences of parental leave mandates: lessons from Europe, *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 113, nr. 1
- Skyt Nielsen, H. (2009): Causes and consequences of father's child leave: evidence from a reform of leave schemes, IZA discussion paper no. 4267, Institute for the Study of Labor, Bonn, Germany
- Statistiska centralbyrån (2000): Barn och deras familjer 1999, *Demografiska rapporter 2000:2*

Appendix

Tabell A 1 Ersättningsnivåerna i föräldraförsäkringen över tid

Period	SIG dagar	% of inkomsten som ersätts	"Tak" för årsinkomst (SEK)	Max SEK/dag, SGI dagar	Max SEK dag om SGI=0	Lägstani vå-dagar	SEK/dag, lägstani vå-dagar
1990	360	90	222750	549	60	90	60
1991	360	90	241500	595	60	90	60
1992	360	90	252750	623	60	90	60
1993	360	90	258000	636	60	90	60
1994 ^a	360	90	264000	651	64	90/0	60/0
1995 ^b	360	80	267750	587	60	90	60
1996 ^c	360	75	271500	558	60	90	60
1997	360	75	272250	559	60	90	60
1998	360	80	273000	598	60	90	60
1999	360	80	273000	598	60	90	60
2000	360	80	274500	602	60	90	60
2001	360	80	276750	607	60	90	60
2002 ^d	390	80	284250	623	120	90	60
2003	390	80	289500	635	150	90	60
2004	390	80	294750	646	180	90	60
2005	390	80	295500	648	180	90	60
2006 (to June 30)	390	80	297750	653	180	90	60
2006 (from July 1)	390	80	397000	870	180	90	180
2007	390	80	398567	874	180	90	180
2008	390	80	397700	872	180	90	180
2009	390	80	415160	910	180	90	180

Notera: a) Under andra halvan av 1994 avskaffas lägstani vådagarna temporärt för barn >1 år.

b) Första "pappamånaden" införs för barn födda från 1 januari, 1995. Under dessa 30 dagar som reserverats för vardera förälder är ersättningsnivån fortfarande 90% av tidigare inkomst.

c) Under de 30 dagar som reserverats för vardera förälder (pappamånaden) är ersättningsnivån 85% av tidigare inkomst.

d) Andra "pappamånaden" införs för barn födda från 1 januari 2002.

IFAU:s publikationsserier – senast utgivna

Rapporter

- 2009:20** Böhlmärk Anders, Oskar Nordström Skans och Olof Åslund ”Invandringsålderns betydelse för social och ekonomisk integration”
- 2009:21** Sibbmark Kristina ”Arbetsmarknadspolitisk översikt 2008”
- 2009:22** Eliason Marcus ”Inkomster efter en jobbförlust: betydelsen av familjen och trygghetssystemet”
- 2009:23** Bennmarker Helge, Erik Grönqvist och Björn Öckert ”Betalt efter resultat: utvärdering av försöksverksamhet med privata arbetsförmedlingar”
- 2009:24** Hensvik Lena, Oskar Nordström Skans och Olof Åslund ”Sådan chef, sådan anställd? – Rekryteringsmönster hos invandrade och infödda chefer”
- 2010:1** Hägglund Pathric ”Rehabiliteringskedjans effekter på sjukskrivningstiderna”
- 2010:2** Liljeberg Linus och Martin Lundin ”Jobbnätet ger jobb: effekter av intensifierade arbetsförmedlingsinsatser för att bryta långtidsarbetslöshet”
- 2010:3** Martinson Sara ”Vad var det som gick snett? En analys av lärlingsplatser för ungdomar”
- 2010:4** Nordström Skans Oskar och Olof Åslund ”Etnisk segregation i storstäderna – bostadsområden, arbetsplatser, skolor och familjebildning 1985–2006”
- 2010:5** Johansson Elly-Ann ”Effekten av delad föräldraledighet på kvinnors löner”

Working papers

- 2009:21** Åslund Olof, Anders Böhlmärk och Oskar Nordström Skans “Age at migration and social integration”
- 2009:22** Arni Patrick, Rafael Lalive och Jan C. van Ours ”How effective are unemployment benefit sanctions? Looking beyond unemployment exit”
- 2009:23** Bennmarker Helge, Erik Grönqvist och Björn Öckert “Effects of outsourcing employment services: evidence from a randomized experiment”
- 2009:24** Åslund Olof, Lena Hensvik och Oskar Nordström Skans “Seeking similarity: how immigrants and natives manage at the labor market”
- 2009:25** Karlsson Maria, Eva Cantoni och Xavier de Luna “Local polynomial regression with truncated or censored response”
- 2009:26** Caliendo Marco “Income support systems, labor market policies and labor supply: the German experience”

- 2009:27** Brewer Mike “How do income-support systems in the UK affect labour force participation?”
- 2009:28** Gautier Pieter A. and Bas van der Klaauw “Institutions and labor market outcomes in the Netherlands”
- 2009:29** Brugiavini Agar “Welfare reforms and labour supply in Italy”
- 2009:30** Forslund Anders “Labour supply incentives, income support systems and taxes in Sweden”
- 2009:31** Võrk Andres “Labour supply incentives and income support systems in Estonia”
- 2009:32** Forslund Anders och Peter Fredriksson “Income support systems, labour supply incentives and employment – some cross-country evidence”
- 2010:1** Ferracci Marc, Grégory Jolivet och Gerard J. van den Berg “Treatment evaluation in the case of interactions within markets”
- 2010:2** de Luna Xavier, Anders Stenberg och Olle Westerlund “Can adult education delay retirement from the labour market?”
- 2010:3** Olsson Martin and Peter Skogman Thoursie “Insured by the partner?”
- 2010:4** Johansson Elly-Ann “The effect of own and spousal parental leave on earnings”

Dissertation series

- 2009:1** Lindahl Erica “Empirical studies of public policies within the primary school and the sickness insurance”
- 2009:2** Grönqvist Hans “Essays in labor and demographic economics”
- 2009:3** Vikström Johan “Incentives and norms in social insurance: applications, indentifications and inference”
- 2009:4** Nilsson Peter “Essays on social interactions and the long-term effects of early-life conditions”