



IFAU

Institutet för arbetsmarknads- och
utbildningspolitisk utvärdering

Påverkar ett mer jämställt uttag av föräldrapenning sannolikheten att föräldrar separerar?

Daniel Avdic
Arizo Karimi

RAPPORT 2016:21

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

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.

Tryckta rapporter kan beställas från IFAU. Kontaktuppgifter och mer information om IFAU och våra rapportserier finns på webbplatsen www.ifau.se

Påverkar ett mer jämställt uttag av föräldrapenning sannolikheten att föräldrar separerar?¹

av

Daniel Avdic² och Arizo Karimi³

2016-12-07

Sammanfattning

Vi studerar om de reserverade dagarna i föräldraförsäkringen, de så kallade pappamånaderna, påverkar stabiliteten i parförhållanden. Rapporten visar att bland par som delat föräldraledigheten mer lika på grund av reformerna ökade sannolikheten att separera inom tre år med omkring 10 procent. Separationerna ökar mest i par där pappan skulle ha tagit ut liten eller ingen föräldraledighet utan pappamånader, samt i par som troligen skulle ha separerat ändå vid ett senare tillfälle. Vidare var effekten större i par som hade gemensamma barn tidigare.

¹ Detta är en förkortad version av IFAU Working paper 2016:23 "Modern Family? Paternity leave and marital stability". Vi är tacksamma för synpunkter från seminariedeltagare på Society of Labor Economists (SOLE) årliga möte 2016, Institutet för Internationell Ekonomi (IIES), Institutet för arbetsmarknads- och utbildningspolitisk utvärdering (IFAU), the Workshop in Family Economics 2015, University of Copenhagen, Crawford School of Public Policy, Australian National University, Department of Economics, University of Bergen, the "Fertility – New Economic Perspectives on an Old Topic" health conference in Essen, och Nationalekonomiska Institutionen, Linnéuniversitetet. Vi är också tacksamma för värdefulla kommentarer från Hans van Kippersluis, Erica Lindahl, Arash Nekoei, J Peter Nilsson, Caroline Hall och Sara Martinson. Arizo Karimi är tacksam för finansiellt bidrag från Jan Wallanders och Tom Hedelius forskningsstiftelser.

² University of Duisburg-Essen; IFAU; CINCH; daniel.avdic@uni-due.de

³ Nationalekonomiska Institutionen, Uppsala universitet; UCLS; IFAU; arizo.karimi@nek.uu.se

Innehållsförteckning

1	Inledning.....	3
2	Föräldraförsäkringen	6
2.1	Reserverad föräldrapenning – pappamånader	6
3	Data, urval och metod.....	9
3.1	Data och urval.....	9
3.2	Metod.....	10
4	Resultat	11
4.1	Grafisk redovisning	11
4.2	Regressionsresultat	15
5	Känslighetsanalyser	19
6	Vilka typer av hushåll påverkas av reformerna?	19
7	Skiljer sig effekterna för olika grupper?.....	22
7.1	Effekter för sammanboende par respektive gifta par.....	22
7.2	Effekter för par med barn sedan tidigare och för nya föräldrar	23
7.3	Effekter på hushållens fördelning av övrig tid	24
8	Slutsatser.....	25
	Referenser	27
	Appendix.....	29

1 Inledning

Historiskt sett har kvinnor tagit det största ansvaret för barn och hushållsarbete medan män tagit huvudansvar för familjens försörjning. Ansvarsuppdelningen har förstärkts av att männen haft högre utbildning och mer arbetslivserfarenhet. Idag arbetar nästan lika många kvinnor som män och kvinnorna har högre genomsnittlig utbildningsnivå. Trots det kvarstår betydande könsskillnader – kvinnorna tog ut omkring tre fjärdedelar av föräldrapenningdagarna i Sverige 2012. Kvinnor och män har idag lika stor *inkomstpotential*, men löne- och inkomstskillnaderna består. Skillnaderna mellan mäns och kvinnors inkomst kan till allt större del förklaras av att kvinnorna är mer borta från arbetet för att ta hand om barnen (se t.ex. Angelov m.fl., 2016, Kleven m.fl., 2015).

Ur ett klassiskt nationalekonomiskt perspektiv är det något av en gåta att kvinnorna är hemma mer när kvinnor inte längre har någon komparativ fördel för hushållsarbete, i alla fall inte i termer av att de har lägre humankapital och arbetslivserfarenhet. Mer modern ekonomisk forskning studerar istället dessa fenomen ur ett normperspektiv; det vill säga med utgångspunkt i att det finns normer i samhället som definierar vad som är specifikt manligt och kvinnligt, och att det kostar att bryta mot sådana normer. Normer kan påverka både vilka som bildar par, sannolikheten för separation och fördelningen av hushålls- och förvärvsarbete inom hushållet (se t.ex. Bertrand m.fl., 2015).

Flera försök har gjorts för att utjämna det sneda uttaget av föräldrapenning. År 1995 och 2002 infördes de så kallade pappamånaderna, vikta åt den ena föräldern utan möjlighet att överlåta. I praktiken innebar den första månaden 1995 att kvinnorna tog ut 30 föräldradagar mindre då antalet dagar med föräldrapenning var konstant, medan den andra pappamånaden 2002 innebar att männen tog ut mer då föräldraförsäkringen ökade från 15 till 16 månader. Vi är intresserade av hur dessa pappamånader påverkade föräldrarnas uppdelning av föräldraledigheten och även stabiliteten i parförhållandena.

Varför tänker vi oss att parförhållandena skulle påverkas? Reformerna innebar en avvikelse från föräldrarnas planerade uppdelning av föräldrapenning. Mammans andel av det totala uttaget minskade och pappans (förväntades) öka. Förändringen skulle å ena sidan kunna minska sannolikheten att separera, genom ökad förståelse eller en stärkt känsla av samhörighet. Å andra sidan kan reformerna upplevas som tvingande och rubba invanda könsnormer och påverka sammanhållningen negativt. En mer jämställd uppdelning kan också leda till fler konflikter eftersom det inte längre finns klart definierade separata sfärer där respektive förälder har huvudsaklig beslutanderätt. Man kan också tänka sig att makarnas ökade kunskap om varandras situation kan medföra att sämre förhållanden avslutas snabbare då ytterligare förhandlingar om

tidsanvändning inom familjen skapas.⁴ Det finns alltså teoretiska argument både för en ökad och minskad sannolikhet att separera som konsekvens av ökad jämställdhet i föräldrapenningsuttaget.

För att hitta det empiriska orsakssambandet mellan makarnas uppdelning av föräldrapenning och separation behöver vi jämföra en grupp som påverkats av reformen och en grupp som liknar den första men som inte påverkats, en jämförelsegrupp. Detta för att förstå vad som skulle hänt om reformen inte genomförts. För att kunna tolka våra resultat som orsakssamband utnyttjar vi att reglerna i föräldraförsäkringen skilde sig beroende på när exakt barnet föddes. Föräldrar med barn födda vid närliggande tidpunkter kan dock antas vara jämförbara med avseende på både observerbara och icke-observerbara egenskaper. Detta gör att en eventuell skillnad i sannolikheten att separera mellan föräldrar vars barn föddes precis före och efter reformerna kan tolkas som en kausal effekt av regelförändringarna.

Våra resultat kan sammanfattas i fyra slutsatser:

- Pappamånaderna ledde till en markant minskning i mammans andel av hushållets totala föräldrapenningsuttag.⁵
- Pappamånaderna ökade sannolikheten för separation bland par som delade mer lika på grund av regelförändringarna. Denna ökning uppgår till omkring 10 procent, tre år efter barnets födelse.
- Bland sammanboende par som delade mer lika minskade sannolikheten att gifta sig.
- Effekten på separationer är starkare för sammanboende par jämfört med gifta par. Det kan bero på att kostnaderna för separation är högre för gifta par.⁶

Vi finner inget stöd för att resultaten drivs av en betydande förändring i hur makar fördelar sin tid mellan olika hushållssysslor. Om något tycks kvinnan kompensera för det minskade föräldrapenningsuttaget genom ökad obetald ledighet; kvinnans andel av hushållets förvärvsinkomst minskar på grund av reformerna. Att kvinnors inkomster går ner i och med pappamånaderna har även tidigare forskning visat (Cools m.fl., 2015). Resultaten går dock stick i stäv med annan forskning som tyder på att en oväntad ökning i makans inkomst ökar sannolikheten för separation, medan det motsatta gäller för makens in-

⁴ Av denna anledning är det viktigt att inte betrakta separation som ett allmänt negativt utfall.

⁵ Detta är i linje med utvärderingen av den första reserverade månaden av Ekberg m.fl. (2013), som fann att pappors föräldrapenningsuttag ökade på grund av reformen.

⁶ I Danmark visar Svarer och Verner (2008) att sannolikheten för separation ökar efter att ett par skaffat barn. Våra resultat kompletterar dessa fynd då vi finner att uppdelningen av ansvar inom hushållet kan påverka sannolikheten att separera utöver den effekt som förekomsten av barn innebär.

komst (se t.ex. Weiss och Willis, 1997; Heckert m.fl., 1998; Jalovaara, 2003; Liu och Vikat, 2004). En möjlig tolkning av våra resultat kan vara att reformerna innebar att föräldrarna tillbringade mer tid hemma tillsammans vilket kan ge större utrymme för konflikter om fördelningen av arbete, eller medföra en tidigareläggning av en oundviklig framtida separation genom att de snabbare lär sig mer om varandra.

Vid en första anblick kan våra resultat tolkas som att kvotering av föräldrapenning skulle leda till fler separationer generellt. Det finns dock flera invändningar mot denna tolkning. För det första är det viktigt att påpeka att stabilitet inom ett förhållande inte alltid är av godo av skäl som vi tidigare nämnt. En mer teknisk invändning är att effekterna som vi skattar, som en konsekvens av vårt empiriska ramverk, drivs av par där den kontrafaktiska uppdelningen av föräldrapenning (i avsaknad av reformerna) hade varit väldigt ojämn; det vill säga bland de mest ojämslidda paren. Dessa är också de som hypotetiskt har mest att förlora på att planera om föräldrapenninguttaget. Analogt med denna tolkning finner vi även att de par som driver effekterna i högre utsträckning än andra består av en, relativt maken, lägre utbildad maka. En möjlig tolkning är att det ”kostar” mer att bryta mot normer i mer traditionella familjekonstellationer. Denna tolkning förstärks när vi studerar hur effekterna varierar med huruvida paret är nya föräldrar eller har barn ihop sedan tidigare. Resultaten visar att den högre sannolikheten för separation framförallt återfinns bland par med tidigare barn som kanske sedan tidigare har en förutbestämd uppfattning om hur föräldrapenningen bör delas upp inom hushållet. Förstagångsföräldrar tycks nästan inte påverkas alls av reformerna, vilket kan tyda på att de är mer öppna för en alternativ uppdelning.

Sannolikheten för separation är större i den första reformen jämfört med den andra, vilket är intressant av två anledningar: Den första reformen var mer restriktiv eftersom den i princip innebar en omfördelning av föräldrapenningdagar från mamman till pappan, medan den andra reformen även innehöll en utbyggnad av föräldrapenningen om 30 dagar, som inte var öronmärkta. Timingen av reformerna innebar också att pappor med barn sedan tidigare redan tog ut omkring 30 dagar vid den andra reformens införande och en ökning från 30 till 60 dagars föräldrapenning kan upplevas som mindre kontroversiellt än en ökning från 0 till 30 dagar. Slutligen tyder våra resultat på att effekterna på separationer framförallt bör tolkas som ett tidigareläggande av separationer som annars hade skett ändå vid ett senare tillfälle.

Sammantaget tyder våra resultat på att det kan finnas kortsiktigt negativa konsekvenser av familjepolitik som förändrar incitamentsstrukturen för pappors (och mammors) föräldrapenningsuttag, men att dessa negativa effekter

potentiellt kan motverkas på längre sikt genom dess påverkan på normer om makars uppdelning av hushållsarbete kontra förvärvsarbete.⁷

2 Föräldraförsäkringen

Samtliga OECD-länder, utom USA, har idag någon form av offentligt finansierat föräldraförsäkringssystem.⁸ De skandinaviska länderna var dock tidiga. Den svenska föräldraförsäkringen introducerades redan 1974. Mammor och pappor har sedan införandet rätt till ett lika stort antal föräldrapenningdagar, men med möjligheten att överföra betalda dagar till varandra. Föräldraledigheten är anställningsskyddad. Båda föräldrar har rätt att vara föräldralediga på heltid under barnets första 18 månader. Därefter har föräldrar som inte tar ut föräldrapenning även rätt att förkorta sin arbetstid med upp till 25 procent tills det att barnet fyller åtta år. Föräldrar som uppfyller arbetsvillkoret får en del av den sjukpenninggrundade inkomsten (SGI-nivå)⁹. Utöver det har föräldrar rätt till så kallade lägstಾನിവådagar med en lägre, fast ersättning. Föräldrar som inte uppfyller arbetsvillkoren får totalt lika många dagar föräldrapenning med garantinivå.

2.1 Reserverad föräldrapenning – pappamånader

År 1995 infördes den första reformen där en månads föräldrapenning öronmärktes till vardera föräldern. I praktiken innebar detta att nästan en månads föräldrapenning överfördes från mammor till pappor, eftersom mammornas uttag av den totala betalda ledigheten var dominerande. De nya reglerna gällde samtliga föräldrar till barn födda 1 januari 1995 eller senare.

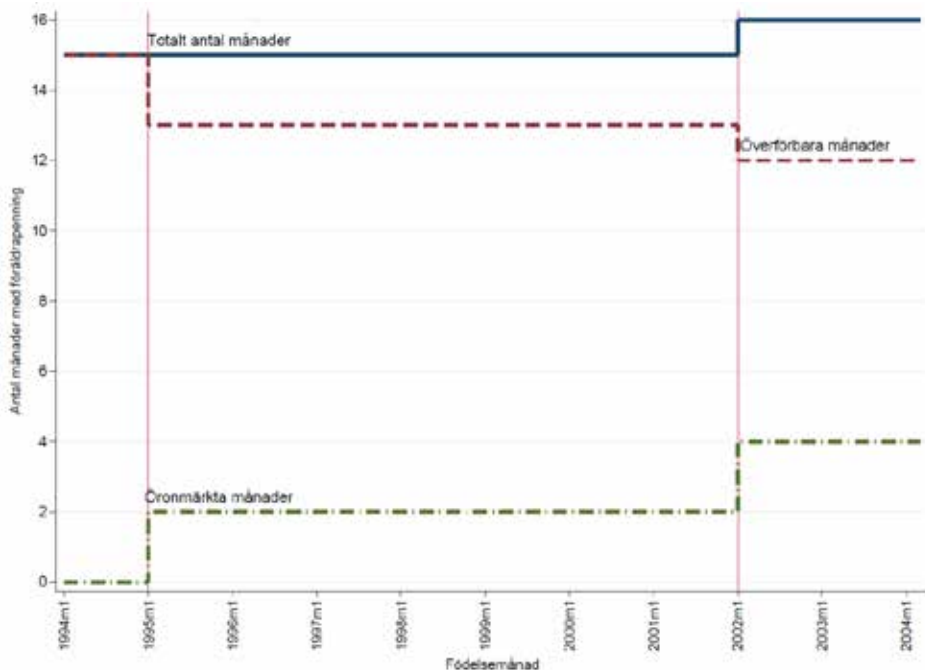
Den andra pappamånadsreformen innebar att ytterligare en månads föräldrapenning reserverades för vardera föräldern. Samtidigt ökades den totala föräldrapenningen från 15 till 16 månader. De nya reglerna gällde föräldrar till barn födda 1 januari 2002 eller senare. Se Figur 1 för en grafisk presentation av förändringarna i ersättningsystemet över tid.

⁷ Denna tolkning är i linje med en studie av Dahl m.fl. (2014) som finner positiva och över tid ökande spillover-effekter av pappaledighet efter införandet av pappamånader i Norge, där pappor tog ut mer ledighet om någon de känner tog ut pappaledighet.

⁸ Flertalet forskningsstudier studerar effekter av föräldraförsäkringars utformning och utbyggnad på föräldrars arbetsutbud (t.ex. Lalive m.fl. 2014; Patnaik, 2016; Kotsadam och Finseraas, 2011; Rege och Solli, 2010; Dahl m.fl., 2013; Schönberg och Ludsteck, 2007), barnafödande (Lalive och Zweimuller, 2009), och barns utfall (Carneiro m.fl., 2015; Cools m.fl., 2015; Liu och Skans, 2010).

⁹ SGI, sjukpenninggrundande inkomst, bestäms av Försäkringskassan utifrån den beräknade årliga inkomsten som $SGI = \text{årsinkomst} * 0.97$. Inom föräldraförsäkringen ligger ersättningen på 80 procent av SGI med ett ersättningstak på tio prisbasbelopp (44 300 kronor för år 2016). För att ha rätt till inkomstbaserad föräldrapenning krävs att föräldern arbetat minst 240 dagar i följd före den beräknade förlossningen med en beräknad årsinkomst på minst 82 100 kronor.

Figur 1 Ersättning i föräldraförsäkringssystemet över tid

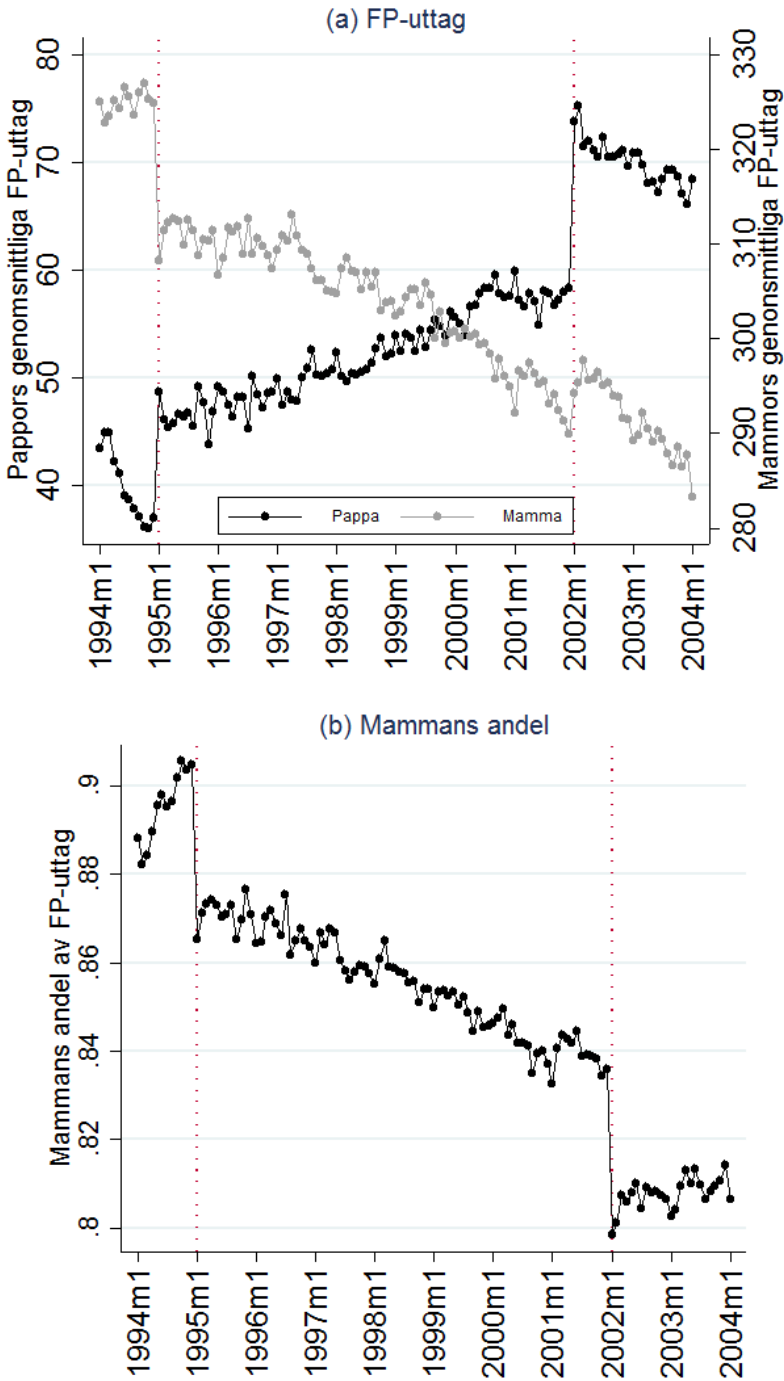


Tidigare forskning visar att den första pappamånaden 1995 innebar att männen ökade sitt uttag på kort sikt, men att de föräldralediga männen inte var lediga mer under småbarnsåren, de vabbade till exempel inte mer under barnens uppväxt (Ekberg m.fl. 2013).¹⁰ Den andra pappamånaden 2002 ökade pappornas uttag med ungefär en månad (Eriksson, 2005).

Figur 2 (a) visar det genomsnittliga antalet dagar av föräldrapenning uttagna av mammor respektive pappor, uppdelat på barnets födelsemånad och år. I linje med de tidigare studierna visar figuren ett markant högre uttag bland pappor och ett markant lägre uttag bland mammor, för barn födda direkt efter december 1994 jämfört med föräldrar till barn födda vid tidigare månader. Den andra pappamånaden ökade också pappors uttag av föräldrapenning. Även mammors uttag ökade i samband med denna reform, vilket kan förklaras av att den totala perioden med föräldrapenning även utökades med en icke öronmärkt månad. Båda reformerna minskade mammans *andel* av hushållets totala föräldrapenningsuttag (se Figur 2 (b)).

¹⁰ Vård av barn (vab), eller tillfällig föräldrapenning, kallas ersättningen som föräldrar erhåller då de stannar hemma från arbetet för att ta hand om sjukt barn. Denna ersättning kan tas ut för barn som är mellan 8 månader och 12 år gamla och baseras även den på föräldrarnas SGI-nivå.

Figur 2: Uttag av föräldrapenning för mammor och pappor över tid



Not: De vertikala streckade linjerna i figuren markerar tidpunkterna för reformernas införande.

3 Data, urval och metod

3.1 Data och urval

Vi studerar föräldrarna till samtliga barn som föddes år 1994–2005. Föräldrarna ska ha rätt till föräldrapenning på SGI-nivå. Vi beräknar hur många föräldrapenningdagar som tagits ut för varje enskilt barn och delar upp dem mellan föräldrarna. Vår förklarande variabel av intresse är mammans andel av det totala uttaget, vilket vi använder som ett mått på graden av specialisering inom hushållet. För varje år sedan barnets födelse, upp till det år barnet fyller fem år lägger vi också till information om barnets föräldrar är gifta, sammanboende, skilda eller separerade. Vår huvudsakliga utfallsvariabel mäter om föräldrarna fortfarande är gifta eller sammanboende under det tredje året efter barnets födelse, men vi studerar även hur denna sannolikhet förändras på kortare och längre sikt.

I Tabell 1 redovisar vi beskrivande statistik för par som fick barn 12 månader före och efter respektive reform. Totalt följer vi föräldrarna till cirka 90 000 barn vid tidpunkten för den första reformen, och 165 000 barn vid tidpunkten för den andra reformen. Tabell 1 visar att mammans andel av det totala föräldrapenninguttaget minskade från 88 procent till 82 procent i genomsnitt mellan 1995- och 2002-reformen. Bland de par som fick barn runt 2002-reformen var sannolikheten att vara gift vid barnets födelse högre jämfört med par som fick barn runt 1995-reformen, medan samboskap var mer vanligt vid den senare. Kvinnor är i genomsnitt två år yngre än sina partners och i genomsnitt högre utbildade, men har en lägre genomsnittlig förvärvsinkomst.

Tabell 1 Beskrivande statistik

	1995-reformen	2002-reformen
<i>Familjeegenskaper</i>		
Mammans andel av föräldrapenning	0,884 (0,155)	0,823 (0,162)
Första barnet är en pojke	0,513 (0,500)	0,515 (0,500)
Gifta vid barnets födelse	0,365 (0,481)	0,434 (0,496)
Sammanboende vid barnets födelse	0,533 (0,499)	0,469 (0,499)
Ej gifta/sammanboende vid barnets födelse	0,109 (0,312)	0,104 (0,306)
Båda föräldrar högutbildade	0,188 (0,391)	0,260 (0,439)
Pappa högutbildad, mamma lågutbildad	0,117 (0,321)	0,107 (0,309)
Pappa lågutbildad, mamma högutbildad	0,147 (0,354)	0,168 (0,374)
Båda föräldrar lågutbildade	0,548 (0,498)	0,465 (0,499)

	1995-reformen	2002-reformen
<i>Mammas/pappas egenskaper</i>		
Ålder, mamma	27,213 (4,775)	29,487 (4,811)
Ålder, pappa	30,122 (5,585)	32,450 (5,621)
Mamman utlandsfödd	0,173 (0,379)	0,192 (0,394)
Pappan utlandsfödd	0,158 (0,364)	0,180 (0,384)
Mamman högst grundskoleutbildad	0,124 (0,330)	0,101 (0,302)
Pappan högst grundskoleutbildad	0,141 (0,348)	0,106 (0,308)
Mamman högst gymnasieutbildad	0,565 (0,496)	0,484 (0,500)
Pappan högst gymnasieutbildad	0,560 (0,496)	0,533 (0,499)
Mamman universitetsutbildad	0,311 (0,463)	0,414 (0,493)
Pappan universitetsutbildad	0,299 (0,458)	0,360 (0,480)
Mammans förvärsinkomst före barnet föds	64 151 (68 855)	92 554 (102 308)
Pappans förvärsinkomst före barnet föds	193 455 (130 416)	285 015 (240 289)

Not: Tabellen visar medelvärden och (standardavvikelser) för egenskaper för föräldrar till barn födda 12 månader före och efter den första respektive andra reformen.

3.2 Metod

För att motivera hur vi kan identifiera ett orsakssamband mellan uppdelningen av föräldrapenningen inom hushållet och ett pars sannolikhet att separera utnyttjar vi det faktum att reformerna gav upphov till två grupper som är jämförbara i termer av personliga egenskaper, men där pappor i den ena gruppen hade starkare ekonomiska incitament att ta ut föräldraledighet. Pappor till barn födda i januari 1995 (2002) hade en (två) månaders föräldrapenning som inte kunde överföras till barnets mamma, och som därför skulle gått förlorad om de inte togs ut av honom. Eftersom det kan anses rimligt att den *exakta* tidpunkten för ett barns födelse är så gott som slumpmässig, borde således även rätten till reserverade dagar vara slumpmässigt fördelad bland pappor till barn födda vid tidpunkten närmast kring reformernas införande.¹¹

Vi studerar familjer med barn födda i ett fönster 12 månader före *och* efter reformernas införande. I ett första steg skattar vi effekten av reformerna på mammans andel av det totala föräldrapenningsuttaget för ett barn, genom att skatta skillnaden i mammans andel av uttaget för barn födda precis efter

¹¹ Detta antagande innebär *inte* att det inte finns säsongstrender då barn föds, endast att tidpunkten för födseln kan anses slumpmässig inom ett litet intervall; det så kallade lokala randomiseringsantagandet. När detta intervall konvergerar mot noll från båda sidor av tidpunkten för reformens införande inträffar en diskontinuitet i sannolikheten att omfattas av de nya reglerna i föräldraförsäkringen som är så gott som randomiserad givet detta antagande. Se Avdic och Karimi (2016).

reformen jämfört med barn födda precis innan reformen. I ett andra steg skattar vi effekten av mammans andel av uttaget – som förändras på grund av reformerna – på sannolikheten att föräldrarna fortfarande är gifta/sammanboende vid det tredje året efter barnets födelse. Det vill säga, vi skattar effekten av mammans andel av föräldrapenningen på sannolikheten för separation, där den variation i mammors föräldrapenning mellan hushåll som används drivs av att vissa familjer påverkades av reformerna och andra inte. Vi använder alltså här barnets födelsemånad som ett *instrument* för mammans andel av föräldrapenning. En begränsning med denna metod är att de effekter som kan mätas med metoden kan vara svåra att generalisera. Effekterna ska tolkas som effekter av minskad specialisering inom hushållet för de par som ändrade sin uppdelning av föräldrapenning på grund av reformerna. Vi återkommer till generaliserbarheten av våra resultat nedan.

4 Resultat

4.1 Grafisk redovisning

Figur 3 visar mammans genomsnittliga andel av uttaget av föräldrapenning för barn födda vid olika tidpunkter kring reformernas införande. Den övre panelen motsvarar 1995-reformen och den undre panelen 2002-reformen. Punkterna i figurerna indikerar motsvarande andel för barn födda vid olika avstånd i månader före, respektive efter, reformerna. Linjerna visar det skattade sambandet mellan dessa punkter, separat för födslar före och efter reformernas införande, under olika antaganden. Från vänster till höger i varje panel redovisas ett linjärt samband, ett fyrgradspolynom, och en så kallad lokal linjär regression¹². Oavsett specifikation eller reform visar våra data att mammans andel av hushållets föräldrapenningsuttag minskade kraftigt – med runt 3–5 procentenheter – efter införandet av pappamånaderna. Resultaten tyder alltså starkt på att de reserverade månaderna minskade specialiseringen inom hushållet.

Figur 4 visar resultaten från motsvarande analys som redovisades i Figur 3 men där variabeln för mammans andel av föräldrapenning har bytts ut till andelen par som inte längre är gifta/sammanboende vid det tredje året efter barnets födelse; det vill säga vår huvudsakliga utfallsvariabel. Resultaten visar en stark och tydlig *ökning* i sannolikheten för separation bland par med barn

¹² En lokal regression använder endast värden kring ett förutbestämt intervall runt varje utvärderingspunkt för att skatta sambandet, till skillnad från en så kallad global regression som använder samtliga observationer.

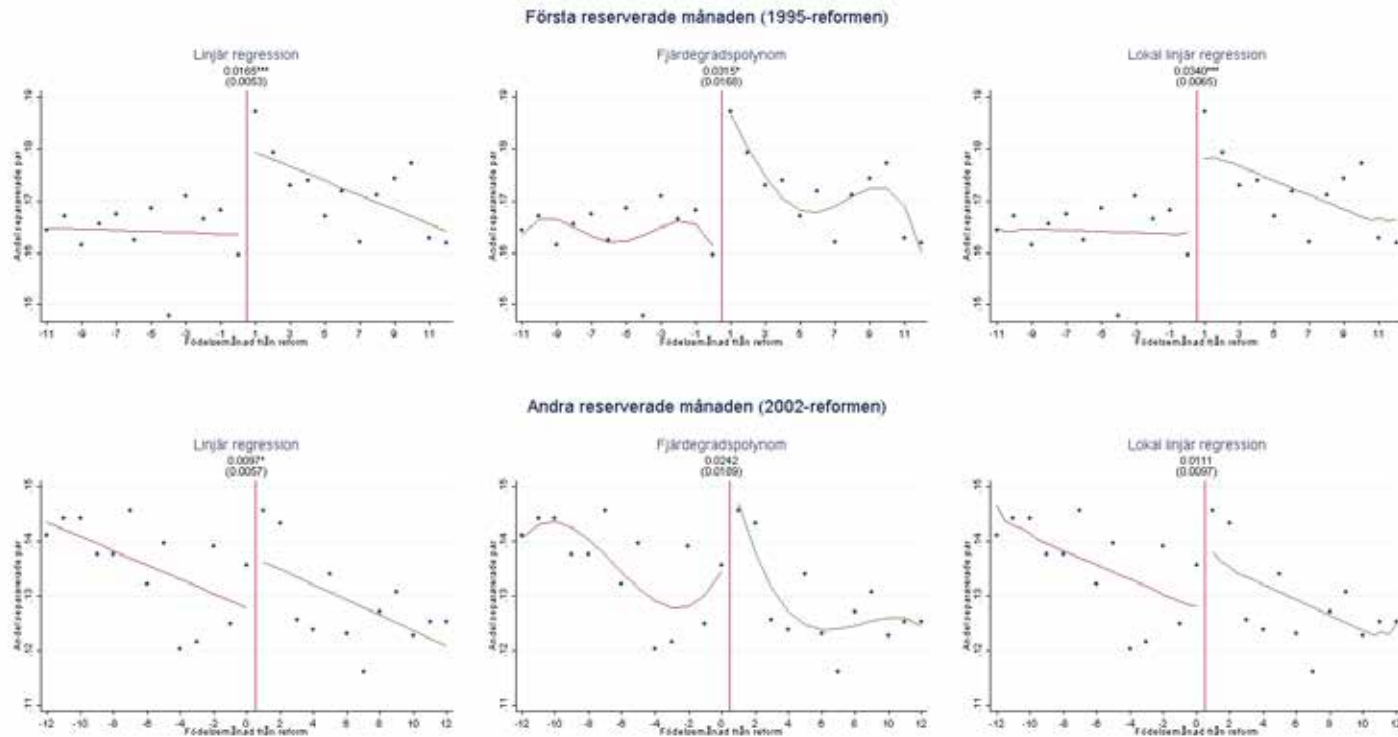
födda precis efter införandet av 1995-reformen. Effektstorleken – mellan 1–3 procentenheter beroende på ekonometrisk specifikation – är betydande och innebär en ökning av sannolikheten för separation med 10–20 procent som en konsekvens av reformen.¹³ Ett liknande, men mindre tydligt, mönster går också att urskönja för 2002-reformen.

Sammanfattningsvis tyder resultaten på att reformerna minskade mammans andel av det totala föräldrapenningsuttaget inom hushållet, samt att reformerna ökade sannolikheten för separationer. I nästa avsnitt redovisar vi resultat från regressionsanalyser, och skattar effekterna av en procentenhets minskning i mammans andel av föräldrapenning på sannolikheten för separation.

¹³ Andelen par som har separerat inom tre år efter barnets födelse är omkring 15 procent.

Figur 3 Skattade effekter av reformerna på mammans andel av föräldrapenningsuttaget inom hushållet

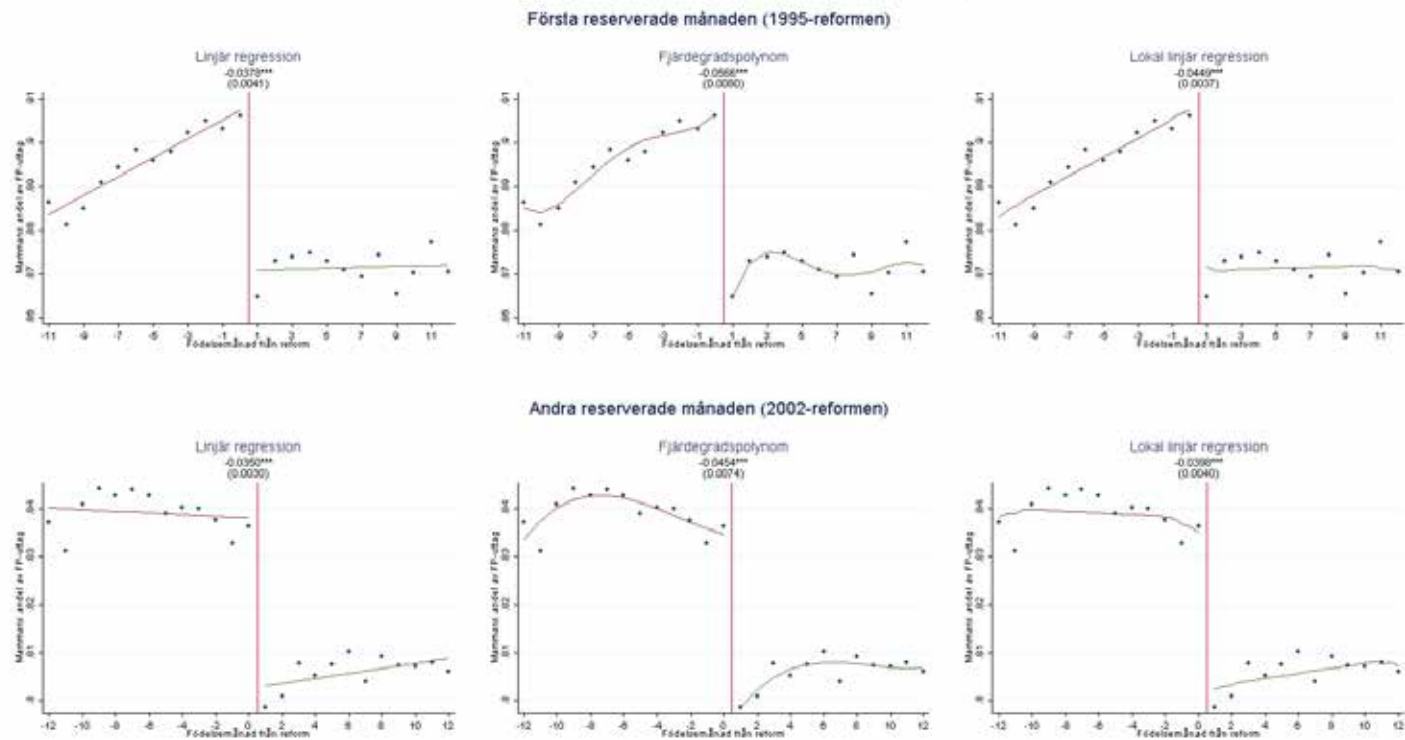
Skattade reformeffekt: Andel separerade par



Not: Standardfel inom parentes. *p < 0,1, ** p < 0,05, *** p < 0,01.

Figur 4 Skattade effekter av reformerna på sannolikheten för separation tre år efter barnets födelse

Skattad reformeffekt: Mammans andel av FP-uttag



Not: Standardfel inom parentes. * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

4.2 Regressionsresultat

I Tabell 2 redovisar vi resultat från en regression där vi använder månadsvisa observationer på barns födelsedatum. Skattningarna baseras på föräldrar till barn födda 12 månader före respektive efter införandet av 1995- och 2002-reformen. Vår huvudsakliga utfallsvariabel mäter sannolikheten för att paret har separerat tre år efter barnets födelse. Vi väljer denna tidpunkt eftersom majoriteten av föräldrapenningdagarna tas ut under denna period (se Tabell A 1 i Appendix), men analyserar även effekter för andra uppföljningshorisonter (se nedan). Vi analyserar reformerna separat.

Panel A och B i Tabell 2 redovisar resultaten för den första respektive andra reformen. I kolumn (2) redovisas den totala effekten av reformerna på separationer, vilket motsvarar sambandet i Figur 5 ovan.¹⁴ Dessa skattningar tyder på att 1995-reformen ökade sannolikheten för separation med 1,4 procentenheter. Införandet av pappamånaden år 2002 ökade sannolikheten för separation med omkring en procentenhet. Kolumn (3) visar effekten av reformerna på mammans andel av uttaget av föräldrapenning motsvarande sambandet i Figur 4 ovan. Vi ser att reformerna minskade mammans andel av uttaget av föräldrapenning med i genomsnitt 3,7 och 3,3 procentenheter i den första respektive andra reformen. Resultaten är i linje med de resultat som presenterades grafiskt i det föregående avsnittet.

Kolumn (4) redovisar de skattade effekterna av mammans andel av uttaget av föräldrapenning på separationer, där barnets födelsemånad används som ett *instrument* för mammans andel.¹⁵ Med andra ord utnyttjar vi här den variation i mammans andel av föräldrapenningsuttaget som drivs av reformernas införande, och som kan antas vara slumpmässigt fördelad bland par som fick barn precis före och efter reformerna. Resultaten visar att en minskning av mammans andel av uttaget inom hushållet *ökar* sannolikheten för separation bland par där mammans andel minskade på grund av reformerna. Storleksordningen på estimaten från den första reformen innebär att en minskning av

¹⁴ I den första kolumnen visas sambandet mellan sannolikheten för separation och mammans andel av föräldrapenningen. Denna regression justerar dock inte för att det kan finnas andra, utelämnade, faktorer som är korrelerade med både sannolikheten för separation och mammans andel av föräldrapenningsuttaget, och kan därför inte tolkas som ett orsakssamband. Vi ser att i denna kolumn är mammans andel av uttaget är positivt korrelerad med separations sannolikhet, ju högre mammans andel, ju större sannolikhet för separation.

¹⁵ Med andra ord, eftersom det är osannolikt att korrelationen mellan mammans andel av föräldrapenningsuttaget och sannolikheten för separation kan tolkas kausalt, så utnyttjar vi istället den variation i andelen av uttaget som genereras av att barnets födelsemånad inträffade på olika sidor av tidpunkten för införandet av pappamånaderna. Vi använder alltså barnets (exogent givna) födelsemånad som ett instrument för mammans (endogena) andel av uttaget.

mammans andel av föräldrapenningen med en procentenhet ökar sannolikheten för separation inom tre år med omkring 0,4 procentenheter, eller 2,8 procent (0,4/14,4). Eftersom reformen minskade mammans andel av föräldrapenningen i den första reformen med 3,7 procentenheter, betyder det att reformeffekten innebar en 10-procentig ökning i sannolikheten för separation. En liknande slutsats kan dras från skattningarna för den andra reformen. Notera att effekterna som redovisas i kolumn (4), det vill säga efter att hänsyn tagits till att par som delar föräldrapenning mer jämnt inte är jämförbara med par som delar föräldrapenning ojämnt, ger en motsatt bild av hur fördelningen av föräldrapenning inom hushållet är relaterat till separationssannolikheten jämfört med om hänsyn inte tagits till jämförbarhet mellan grupper (kolumn 1).¹⁶

För att studera om effekterna ser olika ut för olika uppföljningshorisonter skattar vi samma modell som redovisats i kolumn (4) i Tabell 2 för år 0, 1, 2, ..., 5 efter barnets födelse. Resultaten redovisas i Figur 5. För den första reformen tycks orsakssambandet mellan mammans andel av föräldrapenningen och separationssannolikheten vara U-format. Det vill säga det finns ingen effekt på kort sikt, effekten tycks vara negativ på medellång sikt och en nolleffekt igen på längre sikt. För den andra reformen tycks dock den negativa effekten (på sannolikheten att paret fortfarande håller ihop) vara konstant från och med det andra året efter barnets födelse. När vi definierar sannolikheten för separation år för år istället för kumulativt finner vi dock evidens för att effekterna handlar om ett tidigareläggande av separationer som annars skulle ha ägt rum snarare än ytterligare separationer som aldrig hade blivit av om inte reformerna ägt rum (se Figur 6 i Avdic och Karimi, 2016).

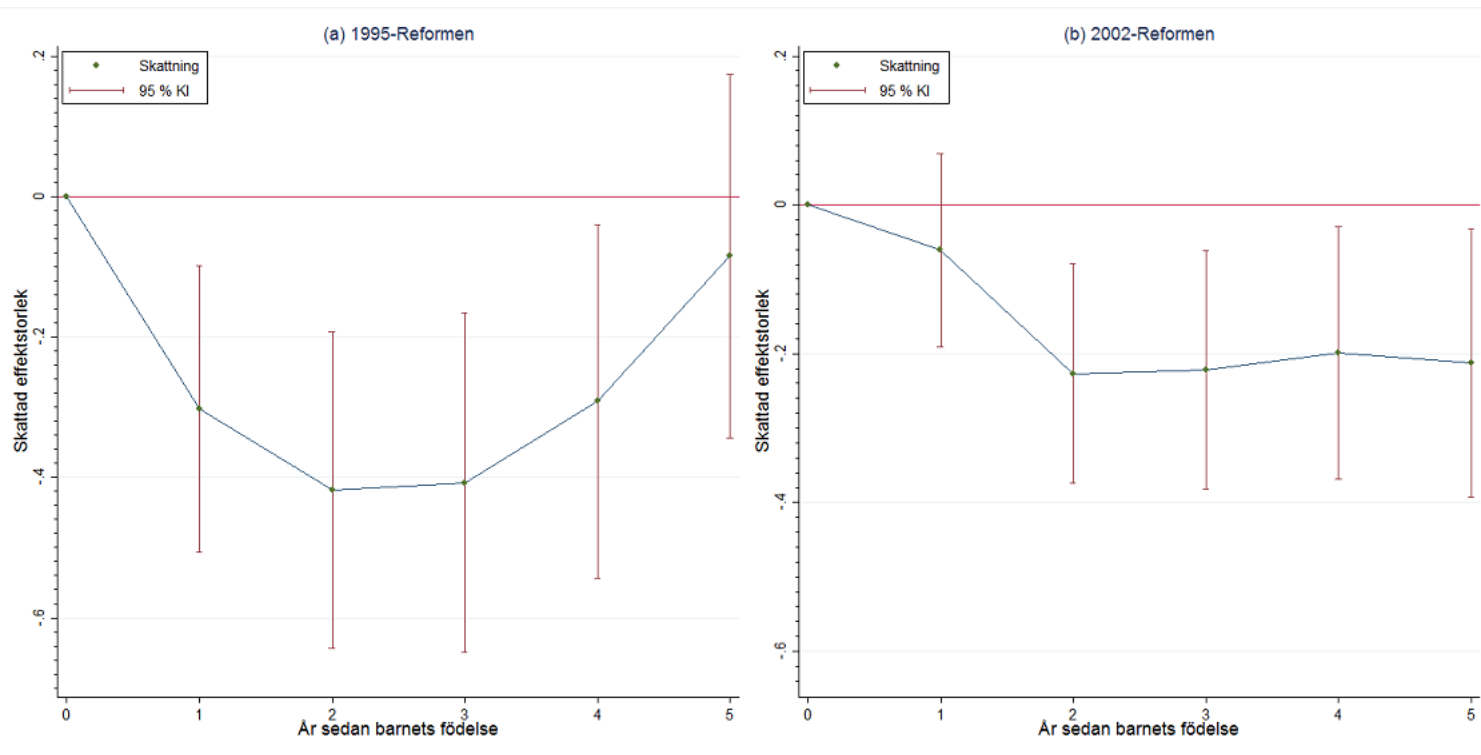
¹⁶ Resultaten som presenteras i Tabell 2 innehåller inga kontrollvariabler (ålder, utbildningsnivå etc.). Om instrumentet för mammans andel av FP, dvs. barnets födelsemånad är giltigt så ska inkluderandet av kontrollvariabler i skattningarna inte påverka våra huvudresultat. I Avdic och Karimi (2016) redovisar vi resultat från skattningar som innehåller kontrollvariabler, och visar att våra resultat är desamma som i Tabell 2 nedan.

Tabell 2 Skattade effekter av mammans andel av föräldrapenning på sannolikheten för separation vid år tre efter barnets födelse

Utfallsvariabel	(1) Separation (deskriptivt samband)	(2) Separation (total reform- effekt)	(3) Mammans andel av FP (total reformeffekt)	(4) Separation (effekt av mammans andel FP)
<i>A. 1995-reformen</i>				
Mammans andel av FP	0,238*** (0,011)			-0,367* (0,203)
Född efter reformen		0,014* (0,007)	-0,037*** (0,003)	
Medelvärde för utfallsvariabeln	0,144	0,144	0,887	0,144
F-statistika från 1:a steget			136,0	136,0
Antal observationer	39 444	39 444	39 444	39 444
<i>B. 2002-reformen</i>				
Mammans andel av FP	0,174*** (0,007)			-0,270* (0,146)
Född 2002		0,009* (0,005)	-0,033*** (0,002)	
Medelvärde för utfallsvariabeln	0,105	0,105	0,822	0,105
F-statistika från 1a:steget			178,1	178,1
Antal observationer	72 911	72 911	72 911	72 911

Not: Utfallsvariabeln i kolumn (1), (2) och (4) är en dummyvariabel som antar värdet 1 om paret inte längre är gifta eller sammanboende tre år efter barnets födelse. Utfallsvariabeln i kolumn (3) mäter mammans andel av hushållets uttag av föräldrapenning. Modellerna i de tre första kolumnerna skattas med OLS och den fjärde med IV. Standardavvikelser inom parentes. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * < 0.1 .

Figur 5 Skattade effekter av mammas andel av föräldraperning på sannolikheten för separation vid olika uppföljningsperioder efter barnets födelse



5 Känslighetsanalyser

Vår metod bygger på antagandet att föräldrar inte har exakt kontroll över tidpunkten för deras barns födelse. Eftersom att det är osannolikt att föräldrar kan ändra datum för exempelvis planerade kejsarsnitt för att ta del av, eller undvika, de nya reglerna i föräldraförsäkringen är det ett rimligt antagande att föräldrar inte kan påverka exakt när deras barn föds. Men för att stärka denna slutsats visar vi i Avdic och Karimi (2016) att andelen barn som föds i januari respektive december är lika hög vid årsskiften kring reformerna som vid andra årsskiften. Det finns alltså inga indikationer på att föräldrar tajmar barnafödandet för att kunna ta del av de nya reglerna. Vi visar också att föräldrarnas och barnens personliga egenskaper – så som ålder, utlandsfödd, kön, etc. – är jämförbara för familjer som fick barn precis innan reformernas införande och de som fick barn precis efter implementeringen. Detta kan tolkas som att det som skiljer grupperna åt är vilka regler de möter i föräldraförsäkringen medan de i övrigt är jämförbara.¹⁷

6 Vilka typer av hushåll påverkas av reformerna?

Våra resultat ska tolkas som genomsnittseffekten bland de par som ändrade sin fördelning av föräldrapenning som en konsekvens av regelförändringarna i föräldraförsäkringen. Denna grupp av föräldrar är inte nödvändigtvis en grupp som är representativ för hela befolkningen av par med gemensamma barn. För att kunna säga något om generaliserbarheten av våra resultat, samt om vilka potentiella mekanismer som driver effekterna, studerar vi här vilka typer av par som påverkades av reformerna.

För att göra detta studerar vi andelen pappor med olika många föräldrapenningdagar för barn födda i olika månader kring reformerna. Vi delar in pappor i olika grupper beroende på hur många föräldrapenningdagar de har tagit ut: 0–10 dagar, 11–20 dagar, 21–30 dagar, 31–40 dagar, 41–50 dagar, och fler än 50 dagar. Vi undersöker sedan hur andelen pappor med olika många föräldrapenningdagar samvarierar med barnets födelsemånad i Figur 6. Den första reformen ökade andelen pappor som tog ut 31–40 dagar och andelen

¹⁷ Logiken bekom detta informella test av antagandet om lokal randomisering grundar sig i att *både* observerbara och icke-observerbara faktorer ska vara randomiserade kring tidpunkten för reformernas införande för att antagandet ska hålla. Således ger resultatet att randomisering av observerbara faktorer kring denna tidpunkt (testbar hypotes) viss evidens för att även icke-observerbara faktorer är slumpmässigt fördelade (icke-testbar hypotes).

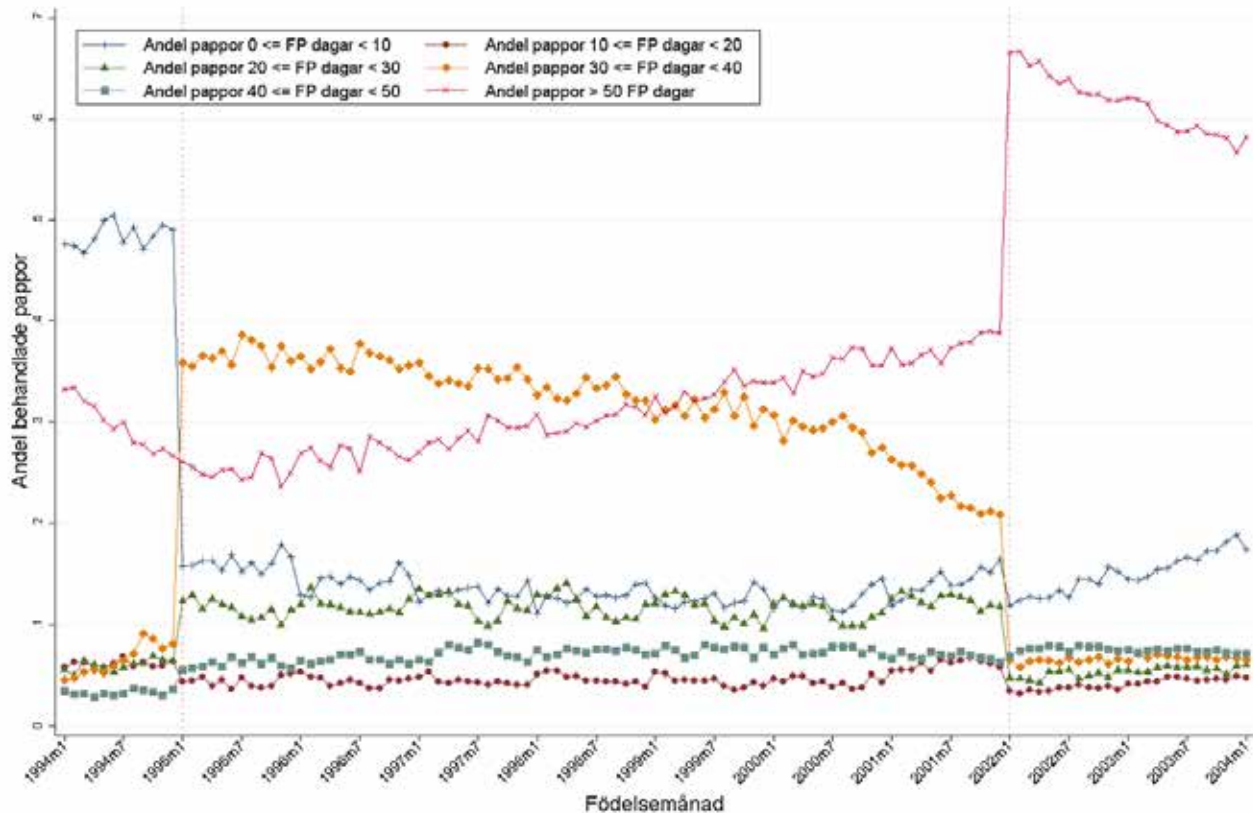
pappor som tog ut 21–30 dagar, medan andelen pappor som tog ut 0–10 dagar minskade dramatiskt. I den andra reformen ökade istället andelen pappor som tog fler än 50 dagar medan andelen pappor som tog 31–40 dagar minskade.

Dessa resultat visar att reformerna ökade pappors uttag av föräldradagar framförallt bland par där pappan annars inte hade tagit ut några eller väldigt få dagar (i den första reformen) och där pappan annars hade tagit ut 30 dagar (i den andra reformen). Reformerna påverkade par som i avsaknad av regel­förändringarna hade delat föräldrapenning väldigt ojämnt. De effekter vi finner på separationer bör alltså tolkas som en effekt för relativt ojäms­ställda par.

För att studera hur de par som påverkades av reformerna skiljer sig åt från det typiska paret vad gäller andra egenskaper än föräldrapenningsuttaget analyserar vi fördelningen av utbildningsnivå i gruppen som påverkades relativt alla par (se Tabell 7 i Avdic och Karimi, 2016). Vi finner att par med en lägre utbildad kvinna och en högre utbildad man påverkades mest, och de driver ”separationseffekten” i större utsträckning. Sammanfattningsvis tyder resultaten som presenterats i detta avsnitt på att de par som driver separations­effekten är relativt ”traditionella” par där uppdelningen av föräldrapenning är väldigt ojämn, och där mannen i genomsnitt har en högre utbildning än kvinnan.

En möjlig tolkning av dessa resultat är att det ”kostar” mer att bryta mot etablerade könsnormer om uppdelning av förvärvsarbete och omsorg om barn i mer traditionella familjekonstellationer. Det är också dessa par som potentiellt har mest att förlora i termer av inkomst på att planera om föräldrapennings­uttaget.

Figur 6: Vilka typer av par påverkades av reformerna? Andelen pappor med olika många dagar föräldrapenning före och efter reformerna



7 Skiljer sig effekterna för olika grupper?

7.1 Effekter för sammanboende par respektive gifta par

Hittills har vi studerat separationer bland par som antingen var gifta *eller* sammanboende då de fick barn ihop. Även om samboskap många gånger ses som ett alternativ till giftermål så föregås de flesta äktenskap av samboskap. Man kan därför till viss del se samboskap som en utvärderingsperiod där man lär känna varandra bättre innan man beslutar sig för om man vill gifta sig. Vi antar att sammanboende par vid varje tidpunkt har tre valmöjligheter: att fortsätta vara sambo, gifta sig, eller separera. Vi studerar därför hur sannolikheten för sammanboende par att gifta sig påverkas av att mammans andel av uttaget av föräldrapenning minskar. Vi studerar också om effekterna på separationer är olika för sammanboende par relativt gifta par. Man kan tänka sig att kostnaden – både i monetära och icke-monetära termer – för att separera är högre om man har ingått äktenskap, vilket innebär att effekterna bör vara starkare för sammanboende par.

Tabell 3 redovisar resultaten för den skattade kausala effekten av mammans andel av föräldrapenningsuttaget på sannolikheten för sammanboende par att gifta sig (kolumn 1), sannolikheten för sammanboende par att separera (kolumn 2), samt sannolikheten för gifta par att skilja sig (kolumn 3). Resultaten för den första reformen visar att en minskning av mammans andel av föräldrapenningsuttaget inom hushållet minskar sannolikheten för sammanboende par att gifta sig, bland de par som ändrade sin uppdelning av föräldrapenning på grund av reformen. För 2002-reformen finns dock ingen sådan effekt; den skattade effekten är nära noll och inte statistiskt signifikant. En möjlig förklaring till varför resultaten skiljer sig mellan reformerna är att de är olika i sin utformning; 1995-reformen var mer restriktiv i och med att den inte förlängde den totala föräldrapenningsperioden, vilket var fallet i 2002-reformen.

Resultaten i kolumn (2) visar dock att sannolikheten för separation bland sammanboende par ökar signifikant till följd av både den första och den andra reformen medan det från kolumn (3) verkar som att separationssannolikheten bland gifta par endast ökade till följd av den andra reformen. Det är svårt att dra några långtgående slutsatser om hur kostnader för separation spelar roll baserat på dessa resultat, men de indikerar att effekterna är något starkare bland sammanboende par, och framförallt att en minskad specialisering inom hushållet – i termer av föräldrapenning – inte stärker relationen för de par som påverkats av reformerna.

Tabell 3 Separata effekter av mammans andel av föräldrapenningsuttag för sammanboende och gifta par

	(1) Äktenskap	(2) Separation	(3) Skilsmässa
<i>A. 1995-reformen</i>			
Mammans andel av FP	0,524* (0,284)	-0,449** (0,217)	-0,196 (0,185)
Medelvärde för utfallsvariabeln	0,196	0,192	0,152
F-statistika för 1a:steget	101,4	101,4	39,5
Antal observationer	22 443	22 443	14 103
<i>B. 2002-reformen</i>			
Mammans andel av FP	0,068 (0,282)	-0,601**** (0,199)	-0,628*** (0,148)
Medelvärde för utfallsvariabeln	0,206	0,175	0,135
F-statistika för 1a:steget	94,7	94,7	69,4
Antal observationer	36 571	36 571	36 571

Not: Utfallsvariabeln i samtliga kolumner är en dummyvariabel som antar värdet 1 om paret inte längre är gifta eller sammanboende tre år efter barnets födelse. Modellerna är skattade med IV-metoden. Standardavvikelser inom parentes. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * < 0.1 .

7.2 Effekter för par med barn sedan tidigare och för nya föräldrar

Föräldrars uppdelning av föräldrapenning inom hushållet kan skilja sig åt beroende på om man har erfarenhet av föräldraledighet tidigare eller om man är förstagångsförälder. Det är alltså rimligt att tänka sig att reformerna har olika påverkan på förstagångsföräldrar jämfört med par som har barn sedan tidigare. Till exempel kan det vara så att nya föräldrar är mer öppna för alternativa sätt att dela föräldraledigheten på än par som har barn sedan tidigare, då det kan vara svårt att bryta gamla mönster. En sådan skillnad i påverkan bör vara starkare i den första reformen som är mer restriktiv i sin utformning än den andra.

För att studera hur nya föräldrar och föräldrar som har barn sedan tidigare påverkas använder vi information om barnets födelseordning för respektive förälder och skattar separata effekter för förstagångsföräldrar och andra. De ökade separationerna drivs nästan helt och hållet av par som redan har barn, se Tabell 4. Effekten är även större i den första reformen vilket potentiellt kan förklaras av att det kan vara ett större steg för en familj att gå från noll till 30 pappaledighetsdagar som i 1995-reformen än från 30 till 60 dagar som i 2002-reformen.

Resultaten från denna analys är i linje med de resultat som visar att de mest ojämslida paren är de som starkast påverkas av de förändrade incitamenten. Det är möjligt att föräldrar med barn sedan tidigare redan har en förutbestämmd uppfattning om den optimala fördelningen av föräldraledighet inom hushållet, men att nya föräldrar är mer öppna för en alternativ fördelning. I kombination med att effekterna är svagare i den andra reformen, som både är mindre restriktiv och där par redan har en reserverad månad sedan den första reformen, tyder detta på att ett gradvis utökad antal reserverade dagar bör ha allt mindre effekter på sannolikheten för separation.

Tabell 4 Separata effekter av mammans andel av föräldrapenningsuttaget för olika familjestorlekar

	Mammor		Pappor		Par	
	(1) Första barnet	(2) Ej första barnet	(3) Första barnet	(4) Ej första barnet	(5) Första barnet	(6) Ej första barnet
<i>A. 1995-reformen</i>						
Mammans andel av FP	-0,140 (0,136)	-0,609*** (0,184)	-0,184 (0,135)	-3,896*** (1,187)	-0,179 (0,175)	-0,713*** (0,268)
Medelvärde för utfallsvariabeln	0,146	0,103	0,125	0,219	0,126	0,103
F-statistika för 1:a steget	318,7	69,7	282,8	16,4	175,3	33,7
Antal observationer	67 403	5 747	59 477	13 673	32 055	2 952
<i>B. 2002-reformen</i>						
Mammans andel av FP	-0,174 (0,137)	-0,373*** (0,142)	-0,138 (0,134)	-0,310** (0,142)	-0,340* (0,203)	-0,464** (0,211)
Medelvärde för utfallsvariabeln	0,121	0,089	0,108	0,103	0,102	0,084
F-statistika för 1:a steget	244,2	158,3	224,0	181,6	99,0	70,1
Antal observationer	70 435	69 050	65 166	74 319	32 477	34 437

Not: Utfallsvariabeln i samtliga kolumner är en dummyvariabel som antar värdet 1 om paret inte längre är gifta eller sammanboende tre år efter barnets födelse. Modellerna är skattade med IV-metoden. Standardavvikelse inom parentes. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$.

7.3 Effekter på hushållens fördelning av övrig tid

Hur påverkades mammans andel av hushållets totala arbetsinkomst av reformerna? Jobbade kvinnorna mer? Nej, tvärtom vad man kan förvänta sig minskade kvinnans andel av hushållets arbetsinkomst. Möjligen bytte kvinnorna ut en månads betald ledighet mot en månads obetald (se Avdic och Karimi

2016, Tabell 9). Det tycks som att hushållen i någon mån håller kvar sin specialisering – kvinnor tar hand om barnen och männen står för försörjningen – även efter reformen. Denna tolkning är i linje med utvärderingar av den norska pappamånaden (Cools m.fl., 2015).

Vi finner heller inget stöd för att effekten på separationer uppstår på grund av en förändring i hushållets fördelning av hushållssysslor, eller på grund av en ökning av mammans arbete. Dessa utfall studerar vi genom en liknande analys som ovan där vi istället använder en årlig hushållsenkät om individers levnadsförhållanden med omkring 10 000 deltagare¹⁸.

8 Slutsatser

Vi studerar hur ett mer jämställt uttag av föräldrapenning inom familjen påverkar stabiliteten i förhållanden för par med gemensamma barn. För att fastställa ett orsakssamband mellan fördelningen av föräldrapenning inom hushållet och sannolikheten för separation jämför vi par som fick barn precis innan och efter att de så kallade pappamånaderna i föräldraförsäkringen infördes. Pappor som fick barn precis efter att reformerna trädde i kraft hade starkare ekonomiska incitament att ta ut föräldraledighet jämfört med pappor som fick barn precis innan reformerna. Vi visar att bägge reformerna ledde till att papporna tog ut mer föräldrapenning, medan mammorna tog ut en mindre andel av dagarna. I den grupp som ändrade sitt uttag av föräldraledighet som en följd av reformerna separerade paren oftare.

En möjlig tolkning av detta resultat kan vara att par bildas delvis baserat på gemensamma preferenser kring fördelning av förvärvsarbete och hemarbete, och reagerar på – oförutsedda – förändringar i denna fördelning, genom, exempelvis, en ökad sannolikhet för separation. Vi finner också en minskad sannolikhet för sammanboende par att ingå äktenskap. Dock tyder resultaten på att den ökade sannolikheten för separation snarare handlar om ett tidigareläggande av separationer som annars hade skett ändå. Detta kan tyda på att ökade konflikter, relaterade till de ytterligare förhandlingar som en högre grad av jämställdhet innebär, kan ge snabbare information om hur partners uppfattar varandras kvaliteter jämfört med en situation där båda partners har sina separata sfärer.

¹⁸ Undersökningarna av levnadsförhållanden (ULF) genomförs av Statistiska centralbyrån (SCB) årligen sedan 1975 och består av en rad olika ämnesområden så som arbetsmiljö, boendeförhållanden, ekonomi, fritid, hälsa och sociala relationer. EU-SILC är en statistisk undersökning som genomförs årligen i alla EU-länder och vars syfte är att möjliggöra länderjämförelser kring exempelvis inkomst, fattigdom, boende, utbildning och hälsa. Sedan år 2008 är ULF och SILC integrerade i den undersökning som kallas ULF/SILC.

De två reformer som vi studerar i uppsatsen representerar två olika sätt som politiker kan påverka incitamenten för pappor att ta ut mer föräldraledighet: en strikt omfördelning av föräldrapenningdagar från mammor till pappor och att reservera dagar samtidigt som man bygger ut föräldraförsäkringen. Våra resultat tyder på att den senare metoden – reserverade dagar i kombination med en generell utbyggnad av föräldraförsäkringen – leder till en mindre ökning i sannolikhet för separation, vilket innebär att olika sätt att åstadkomma ett mer jämställt uttag påverkar hushållens beslutsprocesser på olika sätt. På Island ökades föräldrapenningen med dagar vikta endast för pappor. Reformen *minskade* sannolikheten för separation bland par på Island (Steingrimsdottir och Vardardottir 2016). Sannolikheten för separation i par där maken har en högre utbildning än maken ökade dock.

Reformernas utformning och grad av ”tvång” påverkar hushållens beslutsfattande. De par som utan pappamånader hade haft den mest ojämslida fördelningen separerade mer till följd av en mer jämställd fördelning. Den andra reformen, när hushållet får mer dagar, bidrog mindre till denna ökade separations sannolikhet än den första, när pappan enkelt uttryckt fick dagar av mamman.

Referenser

- Angelov, N., P. Johansson och E. Lindahl (2016): "Parenthood and the gender gap in pay", *Journal of Labor Economics*, 34(3), 545–579.
- Avdic, D., och A. Karimi (2016): "Modern family? Paternity leave and marital stability", IFAU Working Paper 2016:23.
- Bertrand, M., E. Kamenica, och J. Pan (2015): "Gender identity and relative income within households", *The Quarterly Journal of Economics*, 130(2), 571–614.
- Brines, J., och K. Joyner (1999): "The ties that bind: Principles of cohesion in cohabitation and marriage", *American Sociological Review*, 64(3), 333–355.
- Carneiro, P., K. V. Loken, och K. G. Salvanes (2015): "A flying start? Maternity leave benefits and long-run outcomes of children", *Journal of Political Economy*, 123(2), 365–412.
- Cools, S., J. H. Fiva, och L. J. Kirkeboen (2015): "Causal effects of paternity leave on children and parents", *The Scandinavian Journal of Economics*, 117(3), 801–828.
- Dahl, G. B., K. V. Loken, och M. Mogstad (2014): "Peer effects in program participation", *The American Economic Review*, 104(7), 2049–2074.
- Dahl, G. B., K. V. Loken, M. Mogstad, och K. V. Salvanes (2013): "What is the case for paid maternity leave?", Technical report, Forthcoming in *Review of Economics and Statistics*.
- Ekberg, J., R. Eriksson, och G. Friebel (2013): "Parental leave – a policy evaluation of the Swedish "daddy-month" reform", *Journal of Public Economics*, 97(0), 131–143.
- Eriksson, R. (2005): "Parental leave in Sweden: the effects of the second daddy month", Mimeo.
- Heckert, D. A., T. C., Nowak, och K. A. Snyder (1998): "The impact of husbands' and wives' relative earnings on marital disruption", *Journal of Marriage and Family*, 690–703.
- Jalovaara, M. (2003): "The joint effects of marriage partners' socioeconomic positions on the risk of divorce", *Demography*, 40(1), 67–81.
- Johansson, E-A. (2010): "The effect of own and spousal parental leave on earnings", IFAU Working Paper 2010:4, IFAU – Institute for Evaluation of Labor Market and Education Policy.

- Kleven, H.J., C. Landais, och J. E. Sogaard (2015): "Parenthood and the gender gap: evidence from Denmark", mimeo.
- Lalive, R., A. Schlosser, A. Steinhauer, och J. Zweimuller (2014): "Parental leave and mothers' careers: the relative importance of job protection and cash benefits", *Review of Economic Studies*, 81(1), 219–265.
- Lalive, R., och J. Zweimuller (2009): "How does parental leave affect fertility and return to work? Evidence from two natural experiments", *The Quarterly Journal of Economics*, 1363–1402.
- Lillard, L., och L. Waite (1993): "A joint model of marital childbearing and marital disruption", *Demography*, 30(4), 653–681.
- Liu, G., och A. Vikat (2004): "Does divorce risk depend on spouses' relative income? A register-based study of first marriages in Sweden 1981–1998", MPIDR Working Papers WP-2004-010, Max Planck Institute for Demographic Research, Rostock, Germany.
- Liu, Q., och O. N. Skans (2010): "The duration of paid parental leave and children's scholastic performance", *The BE Journal of Economic Analysis & Policy*, 10(1).
- Patnaik, A. (2016): "Reserving time for daddy: the short and long-run consequences of fathers' quotas", mimeo.
- Perry-Jenkins, M., och K. Folk (1994): "Class, couples, and conflict: effects of the division of labor on assessments of marriage in dual-earner families", *Journal of Marriage and Family*, 56(1), 165–180.
- Rege, M., och I. F. Solli (2010): "The impact of paternity leave on long-term father involvement", mimeo.
- Schönberg, U., och J. Ludsteck (2007): "Maternity leave legislation, female labor supply, and the family wage gap", IZA Discussion Paper 2699.
- Steingrimsdottir, H., och A. Vardardottir (2016): "How does daddy at home affect marital stability?", mimeo.
- Stevenson, B., och J. Wolfers (2006): "Marriage and divorce: changes and their driving forces", *The Journal of Economic Perspectives*, 21(2), 27–52.
- Svarer, M., och M. Verner (2008): "Do children stabilize relationships in Denmark?", *Journal of Population Economics*, 21(2), 395–417.
- Weiss, Y., och R. J. Willis (1997): "Match quality, new information, and marital dissolution", *Journal of Labor Economics*, 15(1), 293–329

Appendix

Tabell A1 Föräldrapenningsuttag uppdelat på barnets ålder

Barnets ålder	Mammor		Pappor		Mammans andel
	(1) Dagar	(2) %	(3) Dagar	(4) %	(5) Andel
1:a året	203,10 (87,29)	48,31	21,48 (41,92)	30,99	0,89 (0,17)
2:a året	80,59 (57,76)	19,17	18,60 (30,30)	26,84	0,80 (0,25)
3:e året	35,76 (41,06)	8,51	6,24 (16,26)	9,00	0,80 (0,28)
4:e året	22,04 (30,66)	5,24	4,61 (13,52)	6,65	0,80 (0,29)
5:e året	19,6 (26,26)	4,56	4,15 (12,71)	5,99	0,79 (0,30)
6:e året	18,85 (26,81)	4,48	4,39 (12,99)	6,33	0,76 (0,30)
7:e året	18,30 (25,63)	4,36	4,32 (12,76)	6,23	0,75 (0,31)
8:e året	22,59 (28,03)	5,37	5,52 (14,23)	7,96	0,71 (0,31)
Totalt	420,39	100	69,31	100	

Not: Tabellen redovisar det genomsnittliga antalet föräldrapenningsdagar tagna av mammor respektive pappor uppdelat på barnets ålder. Standardavvikelser inom parentes.