

Pappamånadernas spridningseffekter på arbetsplatser

Hur pappor påverkas av en kollegas
föräldraledighet

Malin Tallås Ahlzén

Pappamånadernas spridningseffekter på arbetsplatser^a

Hur pappor påverkas av en kollegas föräldraledighet

Av

Malin Tallås Ahlzén^b

2026-02-27

Sammanfattning

I denna studie använder jag registerdata för att undersöka om införandet och ökningen av reserverade månader, ofta kallade pappamånader, i den svenska föräldraförsäkringen gav spridningseffekter på arbetsplatser och därmed bidrog till att pappor ökade sitt uttag av föräldraledighet utöver de reserverade dagarna. Analysen visar inga tecken på positiva spridningseffekter i samband med att 30 dagar reserverades 1995. Däremot ledde ökningen till 60 reserverade dagar år 2002 till en statistiskt säkerställd ökning i uttaget bland pappor som arbetade med en kollega som påverkades av reformen. Effekten uppgår till nästan nio dagar och syns framför allt under barnets två första år, vilket är den period som visat sig ha störst betydelse för en mer jämställd fördelning av föräldraansvar även på längre sikt. Att spridningseffekter saknades efter den första reformen är förenligt med att den gav begränsad information om längre ledighetsperioder – något som är särskilt viktigt i en kontext där de flesta pappor redan tar ut föräldraledighet i någon utsträckning. Sammantaget visar resultaten att samhällskontexten har stor betydelse för vilket genomslag förändringar i föräldraförsäkringen får.

^a Denna rapport är en sammanfattning av den engelska forskningsuppsatsen Tallås Ahlzén (2026). Tack till Anne Boschini, Erica Lindahl, Olof Rosenqvist, Erik Lindqvist, Lisa Laun, Katrine Løken, Ashley Craig och seminariedeltagare på SOFI, IFAU, SU och CEBI för värdefull hjälp.

^b malin.tallas.ahlzen@ifau.uu.se, IFAU

Innehållsförteckning

1	Inledning.....	3
2	Reformerna, metod och data.....	5
2.1	Föräldraförsäkringen och reformerna.....	5
2.2	Metod.....	5
2.3	Data och beskrivande statistik.....	6
3	Resultat.....	9
3.1	Ökad användning av föräldrapenning på arbetsplatsen.....	9
3.2	Effekten på arbetsplatsen.....	11
3.3	Diskussion av resultaten.....	14
4	Slutsatser.....	16
	Referenser.....	18
	Bilagor.....	21

1 Inledning

Pappors uttag av föräldraledighet är fortfarande lågt i många länder (OECD, 2016). Samtidigt visar forskningen att den ojämna fördelningen av föräldransvar förklarar en stor del av lönegapet mellan kvinnor och män (t.ex. Bertrand m.fl. 2010; Angelov m.fl. 2016; Kleven m.fl. 2019). För att främja ett mer jämställt föräldraskap beslutade därför Europaparlamentet 2019 att alla medlemsstater ska reservera minst två månaders betald föräldraledighet till vardera föräldern (Direktiv 2019/1158). Till följd av direktivet införde många europeiska länder föräldraledighetskvoter, men i de nordiska länderna fanns redan en lång tradition av reserverad föräldraledighet. Norge var först med att införa en reserverad månad 1994 och Sverige följde året efter. De reserverade månaderna kallas ofta för pappamånader då de är mer bindande för pappor.¹ Pappors uttag av föräldraledighet har ökat successivt sedan 1995, men det finns begränsad kunskap om hur stor roll kvoterna har spelat för denna utveckling.

En studie av Dahl m.fl. (2014) finner att införandet av den norska kvoten inte bara hade direkta effekter på pappors föräldraledighet, utan även ledde till spridningseffekter. De visar att bröder och arbetskamrater till män som omfattades av kvoten blev mer benägna att själva ta föräldraledighet. I den norska kontexten var det få män som tog föräldraledighet innan pappamånaden infördes, och därför bidrog reformen med ny information och uppmuntran för andra män i deras närhet, exempelvis på arbetsplatsen. Vad vi inte vet är vilka spridningseffekter pappamånader har när nästan alla pappor redan tar åtminstone lite föräldraledighet. Kan en kvot då leda till att andra pappor på samma arbetsplats tar *längre* föräldraledighet?

I denna rapport undersöker jag om införandet och ökningen av reserverade månader i Sverige gav upphov till denna typ av spridningseffekter på arbetsplatsen. Analysen är begränsad till reformerna 1995 och 2002. Redan före den första reformen 1995 tog de flesta pappor föräldraledighet i någon utsträckning, och när den andra pappamånaden infördes 2002 hade andelen stigit till nästan 90 procent (egna beräkningar). Detta innebär att den svenska kontexten skiljer sig från den norska som studerades av Dahl m.fl. (2014) och mer liknar den i Europa idag (Eurofound, 2019).

För att studera spridningseffekter följer jag Dahl m.fl. (2014), och jämför pappor som har en kollega vars barn omfattades av kvoten med pappor vars kollega inte omfattades. Jag skattar effekter både på sannolikheten att ta någon

¹ I denna rapport kommer jag använda termerna pappamånader, reserverade månader och kvoter synonymt.

föräldraledighet alls, och på antalet dagar med föräldrapenning. Jag tar också hänsyn till när föräldraledigheten togs i förhållande till barnets ålder.

Analysen visar att de två reformerna skiljer sig åt med avseende på spridningseffekter. Medan resultaten för den första reformen genomgående är insignifikanta, finner jag statistiskt säkerställda positiva effekter av den andra reformen. Pappor som arbetade tillsammans med en kollega som omfattades av den andra pappamånaden tog i genomsnitt nästan 9 fler dagar med betald föräldraledighet under barnets två första år. Det totala uttaget ökade inte i samma utsträckning, vilket innebär att resultatet till viss del speglar en tidigareläggning av föräldraledigheten. Föräldraledighet tidigt i ett barns liv är viktigt eftersom det mer sannolikt påverkar hur ansvarsfördelningen i familjen utvecklas på längre sikt, jämfört med t.ex. förlängda semestrar när barnet är äldre (Duvander och Johansson 2019).

Att endast den andra pappamånaden gav upphov till spridningseffekter på arbetsplatsen kan bero på att den var mer informativ om längre ledigheter. Den ledde till att kollegor tog ut betydligt fler föräldraledighetsdagar och blev därmed också mer synlig för andra pappor på arbetsplatsen. Det är också möjligt att hur reformerna uppfattades påverkade deras potential att spridas vidare. Sannolikt betraktades den andra pappamånaden mer positivt än den första, eftersom den i sin utformning var mindre inskränkande för föräldrars valmöjligheter. Dessutom var pappors efterfrågan på längre föräldraledighet större vid den tidpunkten, vilket framgår både av ökade uttag och av attitydundersökningar, såsom World Values Survey (2026).

Studien bidrar med ny kunskap om pappamånadernas effekter. Vi vet sedan tidigare att kollegor påverkar varandra (Carlsson och Reshid 2022), och att båda reformerna ledde till att pappor tog ut mer föräldraledighet (t.ex. Eriksson 2005; Duvander och Johansson 2012; Försäkringskassan 2019b).² Detta är dock den första studien som visar att den andra reformen dessutom ökade andra pappors uttag ytterligare, vilket innebär att den totala effekten av den andra reformen hittills har underskattats.

Studien har också policyrelevans i ett bredare perspektiv. Den bygger vidare på erfarenheterna från Norge (Dahl m.fl., 2014) genom att undersöka spridnings-

² Tidigare forskning har också studerat hur pappamånaderna påverkat en rad olika utfall, exempelvis arbetsgivares reaktioner (Ginja m.fl. 2023), barns utveckling (Avdic m.fl. 2023), äktenskapsstabilitet (Avdic och Karimi 2018), fertilitet (Duvander m.fl. 2020) och mammors sjukfrånvaro (Försäkringskassan 2015). Flera studier finner inga robusta effekter på jämställdhet i arbetsliv eller hushållsarbete (Ekberg m.fl. 2013; Johansson 2010; Duvander och Johansson 2013; Karimi m.fl. 2012). Duvander och Johansson (2019) finner en viss effekt på vård av sjukt barn, men denna beror främst på minskat uttag bland mammor. Se Canaan m.fl. (2022) för en genomgång av den senaste forskningen.

effekter i en kontext som är mer relevant i dag – där de flesta pappor redan tar ut åtminstone någon föräldraledighet. Dessutom bidrar den med ny kunskap genom att analysera hur dessa spridningseffekter påverkar längden på pappors föräldraledighet, inte enbart sannolikheten att de tar ut ledighet över huvud taget.

2 Reformerna, metod och data

2.1 Föräldraförsäkringen och reformerna

När moderskapsförsäkringen ersattes av den gemensamma föräldraförsäkringen år 1974, tog pappor endast 0,5 procent av föräldrapenningdagarna. Sedan dess har både antalet ersättningsdagar och pappornas andel av uttaget ökat successivt (Försäkringskassan, 2014).

Föräldrapenningen omfattade 450 dagar år 1995 och 480 dagar sedan 2002. För 90 av dagarna ligger ersättningen på en låg fast nivå medan ersättningen för övriga dagar är inkomstbaserad med cirka 80 procents ersättning upp till ett tak (Försäkringskassan, 2020). Vanligtvis omfattas anställda dessutom av kollektivavtal som höjer ersättningen (Sjögren Lindquist och Wadensjö 2005). Föräldraförsäkringen ger även anställningsskydd och möjlighet att spara dagar upp till tolv år (åtta år under min studieperiod), och en betydande del av dagarna används efter att barnet börjat förskolan (Hall och Lindahl 2018).

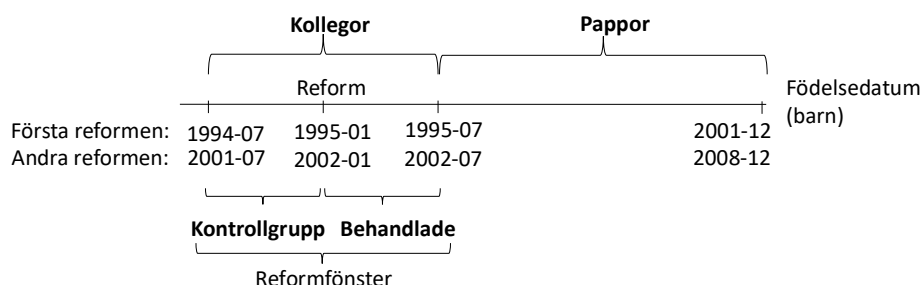
År 1994, året före den första kvoten, tog 54 procent av papporna ut föräldraledighet och genomsnittsuttaget var 43 dagar. Regeringen beslutade 1994 om en reform med syfte att stärka jämställdheten och främja barns anknytning till båda föräldrarna. För barn födda från och med den 1 januari 1995 reserverades därför 30 dagar för vardera föräldern, och samtidigt sänktes ersättningsnivån något. För barn födda från och med den 1 januari 2002 tillkom 30 inkomstbaserade dagar och en andra månad reserverades. Innan ökningen av de reserverade dagarna 2002 tog nästan 90 procent av papporna ut föräldraledighet, och genomsnittsuttaget var 69 dagar (Försäkringskassan, 2014).

2.2 Metod

Genom att jämföra kollegor som får barn precis efter reformen med de som får barn precis före kan man fånga reformens effekter. Män vars barn föds inom 6 månader före och efter reformen, det så kallade reformfönstret, benämns som kollegor i denna rapport, och tidpunkten för deras barns födsel avgör huruvida de är påverkade av reformen eller ej. Kollegorna är direkt påverkade av föräldrapenningskvoten om deras barn föddes efter införandet. Den indirekta reformeffekten, mitt mått på spridningseffekter på arbetsplatsen, skattas för pappor som

alla fick barn efter reformen och de skiljer sig åt endast med avseende på om kollegan fick barn före eller efter reformen.

Figur 1 Tidslinje över variationen i reformexponering



Not: Figuren visar hur män i studiepopulationen delas in i kollegor och pappor baserat på när deras barn föddes. Kollegor får sitt barn inom reformfönstret, kontrollgruppen får sitt barn upp till 6 månader innan reformen, och kollegor som omfattas av reformen får sitt barn upp till 6 månader efter.

Den empiriska strategin följer Dahl m.fl. (2014) och utnyttjar befintliga nätverk på arbetsplatsen för att identifiera de direkta och indirekta effekterna av reformerna i en så kallad regressionsdiskontinuitetsdesign (RD). Strategin bygger på antagandet att föräldrar inte kan planera sitt barns födelsedatum exakt, vilket innebär att skillnader i utfall mellan de kollegor som fick barn efter reformen och de som fick barn innan kan tolkas som konsekvenser av reformen. I Tallås Ahlzén (2026) visar jag att nödvändiga antaganden är uppfyllda, men att kontrollvariabler ändå bör inkluderas i skattningarna för att förbättra precisionen och justera för små obalanser.

2.3 Data och beskrivande statistik

Analysen bygger på svenska registerdata där individer kopplas samman via anonymiserade personnummer. Studien omfattar barn födda mellan 1994 och 2008 och deras föräldrar. Föräldrar länkas till barn genom Flergenerationsregistret, och uppgifter om utbildning, inkomst och sysselsättning hämtas från LISA-registret. Arbetsplatskoder används för att matcha samman kollegor och pappor, samt skapa arbetsplatsvariabler. Individkaraktistika för kollegor och pappor sammanfattas med hjälp av förväntat uttag av föräldrapenning baserat på information från åren före barnets födelse.

Uppgifter om föräldraledighet hämtas från Försäkringskassans MiDas-databas, som innehåller information om utbetalda dagar, ersättningsnivåer och exakta ledighetsperioder. I analysen redovisar jag föräldraledighetsuttaget både som sannolikheten att ta ledighet över huvud taget och antal dagar. Jag skapar också mått utifrån när uttaget gjordes. Utöver totalen, tills barnet är 8 år gammalt,

redovisar jag föräldrapenninguttag under barnets första två år. Ledighet före två års ålder är mer sannolikt en sammanhållen period som huvudansvarig för barnet innan förskolestart (Duvander 2006). Sådan tidig ledighet har bättre förutsättningar att främja anknytning och långsiktiga effekter på ansvarsfördelning och arbetsmarknadsutfall (Duvander och Johansson 2019).³

Varje arbetsplats förekommer endast en gång i studiepopulationen. Detta beror på att reformeffekterna enbart mäts på arbetsplatser där det finns exakt en (manlig) kollega som får barn inom reformfönstret, medan spridningseffekterna mäts för den första pappan som får barn efter reformfönstret, upp till sex år efter reformen. För att bättre identifiera spridningseffekter görs ytterligare avgränsningar av studiepopulationen: arbetsplatserna får inte ha fler än 100 anställda och papporna måste vara arbetstagare, dvs. de får inte vara ägare till företaget. Sammantaget innebär urvalskriterierna att analysen baseras på en selekterad grupp av arbetsplatser och anställda. Arbetsplatserna är oftast mansdominerade och något större än genomsnittet, och de inkluderade männen har i genomsnitt högre inkomster och är mer sällan utrikes födda. Skillnaderna mellan reformerna är dock endast marginella (se Tabell 1).

³ I Tallås Ahlzén (2026) redovisas även föräldrapenninguttag under det första året, på helger och antalet perioder med föräldrapenning. De sista två måtten som fångar föräldraledighet som snarare används för att minska arbetstid eller förlänga ledigheter ligger längre från reformernas syften att stärka jämställdhet och anknytning.

Tabell 1 Beskrivande statistik

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Första reformen		Andra reformen	
	Ej i urvalet	Urvalet	Ej i urvalet	Urvalet
Panel A: Arbetsplatser				
Män (%)	63,5	73,4	63,5	74,1
Antalet anställda	16,3	24,1	15,0	25,1
Antal observationer	418 795	9 040	462 661	9 808
Panel B: Kollegor				
Inkomst (100 kr)	1 489	1 880	2 211	2 475
Ålder	31,6	31,4	32,7	32,2
Gifta (%)	46,6	45	42,5	40,7
Universitet (%)	18,8	14,4	25,5	19,9
Utländsk bakgrund (%)	19,2	7,2	21,9	9,8
Föräldraledighet (%) -kontroll	52,7	57,6	88,2	94,3
Föräldraledighet (%) -behandlad	85,6	92,8	89,5	95
Föräldraledighet (dagar) -kontroll	40,4	39,8	69,9	71,1
Föräldraledighet (dagar) -behandlad	54,3	56,4	89,4	91,0
Antal observationer	96 492	9 067	84 782	9 838
Panel C: Pappor				
Inkomst (100 kr)	1 318	1 782	2 000	2 381
Ålder	28,6	29,6	29,5	30,6
Gifta (%)	23,5	29,5	20,1	26
Universitet (%)	16,7	14	26,2	20
Utländsk bakgrund (%)	20,2	7	23,6	9,4
Föräldraledighet (%)	87,3	93,6	89,3	94,8
Föräldraledighet (dagar)	60,5	58,4	102,6	98,8
Antal observationer	587 625	9 067	678 405	9 838

Not: Kolumn 1 och 3 visar genomsnitt för de arbetsplatser, kollegor och pappor som inte ingår i urvalet men som observeras under de relevanta tidsperioderna. För kollegor (pappor) innebär det att de fått barn under (efter) reformfönstret. Kontroll (behandlad) innebär att barnet föddes innan (efter) reformen. I kolumn 2 och 4 redovisas motsvarande medelvärden för studiepopulationen. Inkomster är KPI-justerade till prisnivån år 2000.

3 Resultat

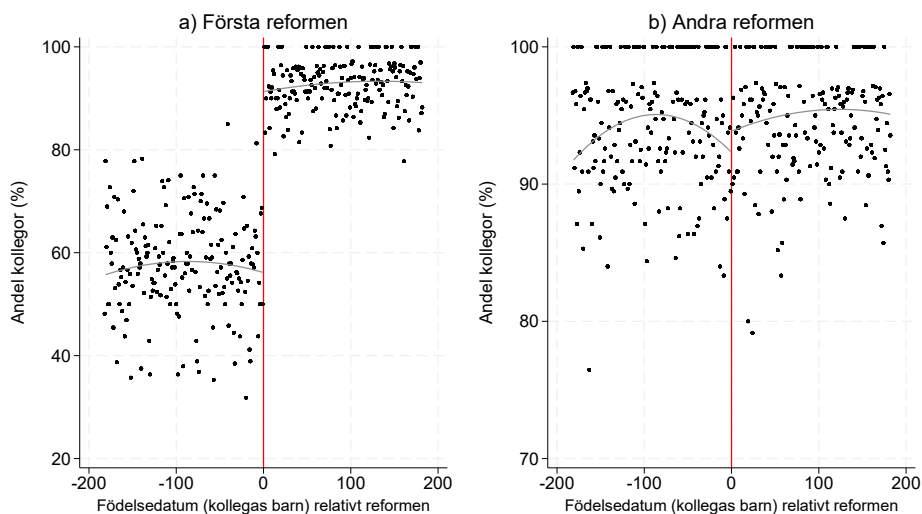
Syftet med denna studie är att undersöka om de första två reserverade månaderna i föräldraförsäkringen gav upphov till en trend med ökat uttag av föräldraledighet bland andra pappor på arbetsplatsen. En förutsättning för denna typ av spridningseffekter är att papporna faktiskt exponerades för ett ökat föräldrapenninguttag av en kollega på arbetsplatsen, och reformernas direkta effekt på kollegors uttag studeras därför i den första uppsättningen av resultat. Därefter studeras spridningseffekter till andra pappor på arbetsplatsen.

3.1 Ökad användning av föräldrapenning på arbetsplatsen

Tidigare studier har visat att mäns föräldrapenninguttag ökade till följd av pappamånaderna, men alla reagerade inte i samma utsträckning (Försäkringskassan 2019b). Det är därför viktigt att beskriva hur kollegorna i mitt selekterade urval förändrade sitt föräldrapenninguttag till följd av de två första pappamånaderna. Figur 2 och Figur 3 visar användningen av föräldrapenning för kollegor som får barn i reformfönstret, dvs. från 6 månader före till 6 månader efter reformdatumet. Figur 2 visar andelen som tar någon föräldrapenning alls, vilken ökade till över 90 procent efter den första reformen. När ytterligare 30 dagar reserverades 2002 var andelen i stort sett oförändrad, vilket är i linje med tidigare resultat som visar att en liten men relativt konstant andel pappor avstår från föräldraledighet (Aldén m.fl. 2025). Däremot visar Figur 3 att antalet dagar med föräldrapenning ökade markant efter båda reformerna, med cirka 20 dagar i båda fallen, vilket innebär att en stor del av den reserverade kvoten användes.⁴

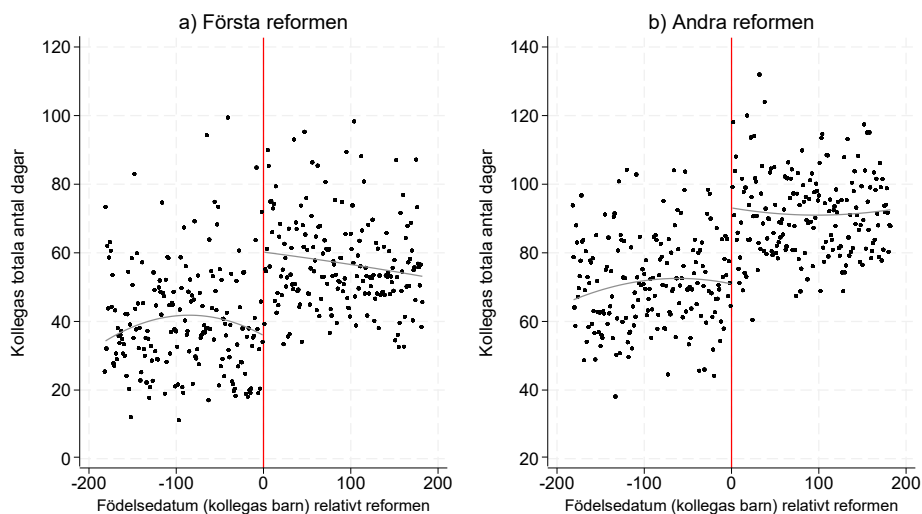
⁴ Ökningen i antalet dagar är relativt stor jämfört med tidigare studier (Eriksson 2005; Försäkringskassan 2019b; Ekberg m.fl. 2014; Avdic och Karimi 2018), vilket beror på det selekterade urvalet.

Figur 2 Den direkta reformeffekten på andelen kollegor som tar föräldraledighet



Not: Genomsnittlig andel kollegor som tar någon föräldrapenning redovisas för kollegans barns födelsedatum, normaliserat till det datum som reformen infördes. Den vertikala linjen indikerar reformdatumet, d.v.s., den 1 januari 1995 till vänster och den 1 januari 2002 till höger. Alla figurer gäller det totala uttaget av föräldrapenning (tills barnet är 8 år).

Figur 3 Den direkta reformeffekten på kollegors uttag av föräldraledighetsdagar



Not: Genomsnittliga dagar med föräldrapenning redovisas för kollegans barns födelsedatum, normaliserat till det datum som reformen infördes. Den vertikala linjen indikerar reformdatumet, d.v.s., den 1 januari 1995 till vänster och den 1 januari 2002 till höger. Alla figurer gäller det totala uttaget av föräldrapenning (tills barnet är 8 år).

Tabell A1 i bilagan redovisar RD-skattningar för resultaten i Figur 2 och Figur 3, samt den direkta reformeffekten på föräldrapenninguttag under barnets första två år. Andelen kollegor som tog någon föräldraledighet under de första två åren ökade i båda fallen, men i mindre utsträckning efter andra reformen, vilket återigen kan förklaras av den högre andelen innan införandet av den andra pappamånaden. När det gäller antalet dagar med föräldrapenning är effekterna av liknande magnitud, både totalt (24 respektive 23) och under de första två åren (15 respektive 11).⁵

Ett kompletterande mått är effekten på den intensiva marginalen, dvs. hur många dagar som tas ut bland dem som faktiskt använder föräldraledighet. Tabell A2 i bilagan visar att även om fler tog ut föräldraledighet efter den första reformen, ökade inte det genomsnittliga antalet dagar bland dessa personer. Effekten av den första reformen speglar framför allt att fler tog ut 21–40 dagar (Tabell A3), vilket är lågt jämfört med genomsnittet på 69 dagar bland de som tog föräldraledighet innan reformen (se medelvärde i kontrollgrupp i Tabell A2). Detta innebär att den första reformen bidrog till att sprida ny information om att ta ut de reserverade dagarna, men var mindre informativ om längre ledighetsperioder. Den andra reformen påverkade däremot den intensiva marginalen och ökade även uttaget av längre ledigheter.

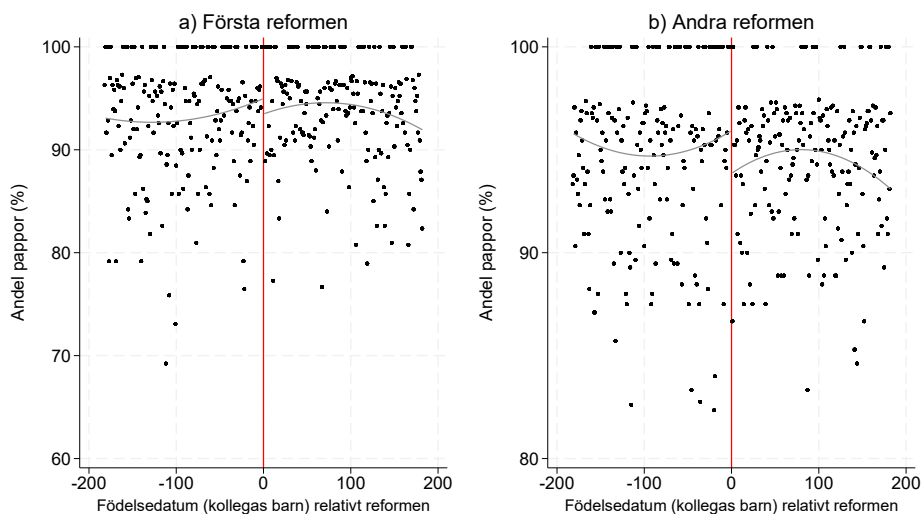
Sammanfattningsvis tyder en närmare analys av hur kollegorna reagerade på de olika reformerna på att den andra reformen gav bättre information om längre föräldraledighetsperioder, vilket är just den typ av beteende som kan skapa spridningseffekter i den svenska kontexten.

3.2 Effekten på arbetsplatsen

Figur 4 och Figur 5 visar spridningseffekterna på arbetsplatsen, dvs. föräldrapenninguttaget för pappor (tills barnet är 8 år) som alla omfattas av respektive reform, utifrån födelsetidpunkten för deras kollegas barn. Figur 4 visar att andelen pappor som tar någon föräldraledighet alls ligger nära ett, vilket återigen innebär att det finns begränsat utrymme för en ökning och det syns heller ingen positiv effekt. Däremot finns det en negativ tendens, särskilt i panel B, men effekten är inte statistiskt säkerställd. Figur 5 visar i stället effekter på antalet uttagna dagar. Även om trenderna skiljer sig något på vardera sidan om brytpunkten, med en tendens till en minskning (ökning) vid den första (andra) reformen, framträder ingen tydlig diskontinuitet för någon av reformerna.

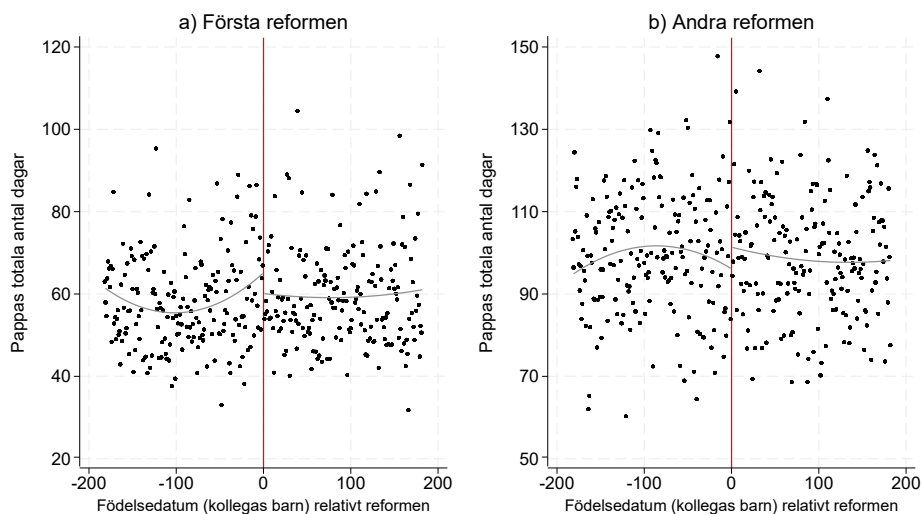
⁵ I Tallås Ahlén (2026) redovisas även effekten på föräldrapenning under det första året, på helger och antalet sammanhängande perioder. Reformeffekterna är inte statistiskt skilda från varandra, men den första reformen har genomgående större effekt.

Figur 4 Den indirekta reformeffekten på andelen pappor som tar föräldraledighet



Not: Genomsnittlig andel pappor som tar någon föräldrapenning redovisas för kollegas barns födelsedatum, normaliserat till det datum som reformen infördes. Den vertikala linjen indikerar reformdatumet, d.v.s., den 1 januari 1995 till vänster och den 1 januari 2002 till höger. Alla figurer gäller det totala uttaget av föräldrapenning (tills barnet är 8 år).

Figur 5 Den indirekta reformeffekten på pappors uttag av föräldraledighetsdagar



Not: Genomsnittliga dagar med föräldrapenning redovisas för kollegas barns födelsedatum, normaliserat till det datum som reformen infördes. Den vertikala linjen indikerar reformdatumet, d.v.s., den 1 januari 1995 till vänster och den 1 januari 2002 till höger. Alla figurer gäller det totala uttaget av föräldrapenning (tills barnet är 8 år).

För antalet dagar under barnets två första år, redovisade i Tabell 2, framträder en annan bild av den andra reformen. Skattningen på närmare nio dagar i kolumn 4 indikerar att pappor vars kollega omfattades av 60 reserverade dagar, i stället för 30, tog mer föräldraledighet tidigt i barnets liv, den typ av ledighet som bedöms ha störst betydelse för framtida ansvarsfördelning i hemmet (Duvander och Johansson 2019).

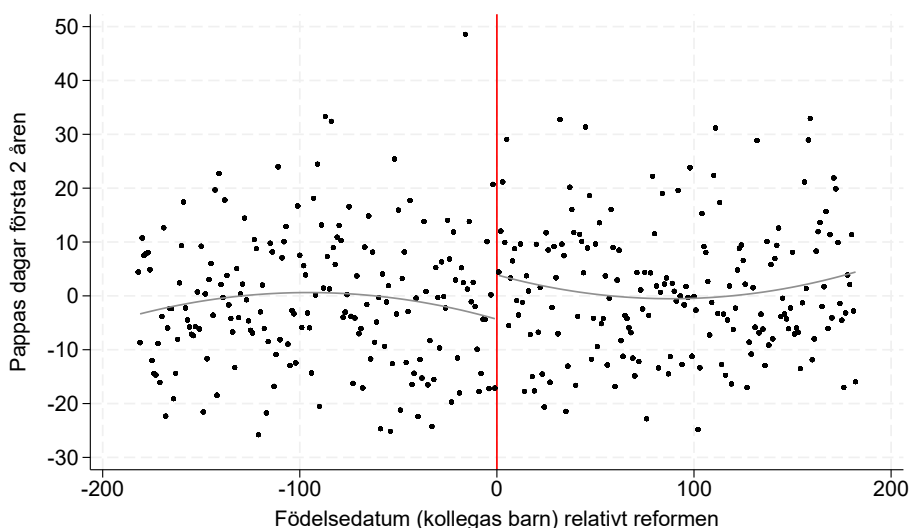
Tabell 2 Den indirekta reformeffekten på pappors föräldraledighet

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Första reformen		Andra reformen	
	Totalt	2 år	Totalt	2 år
Andel pappor som tar föräldraledighet				
Reformeffekt	-0,015 (0,016)	-0,024 (0,029)	-0,022 (0,015)	0,019 (0,028)
Genomsnitt kontrollgrupp	0,934	0,776	0,949	0,806
Antal observationer	8 987	8 987	9 754	9 754
Antal dagar som pappor tar föräldraledighet				
Reformeffekt	-5,511 (4,292)	-4,389 (3,621)	6,717 (4,878)	8,802** (4,228)
Genomsnitt kontrollgrupp	57,682	34,955	99,428	53,367
Antal observationer	8 987	8 987	9 754	9 754

Not: Estimat från separata RD-regressioner, på pappors uttag av föräldraledighet. Samtliga regressioner inkluderar kvadratiska trender, triangulära vikter, arbetsplatskontroller (andel män och antal anställda), predicerat föräldrapenninguttag för pappa och kollega, samt fixa effekter för kommun och pappans barns födelseår. Robusta standardfel visas i parentes och */**/** angiver om resultatet är statistiskt säkerställt på 10/5/1 procentsnivå.

Den statistiskt säkerställda ökningen i pappornas uttag av föräldrapenning under barnets första två år till följd av den andra reformen visas i Figur 6. Trots stor variation i uttaget bland pappor syns en tydlig ökning för de som har en kollega vars barn föddes efter det att reformen infördes den 1 januari 2002.

Figur 6 Den indirekta reformeffekten på pappors antal dagar med föräldraledighet under barnets första två år



Not: Residualen av pappors genomsnittliga uttag av föräldrapenning under barnets första två år. Residualen beräknas som avvikelserna mellan det faktiska uttaget och det förväntade uttaget baserat på modellens kontroller. Modellen kontrollerar för andel män och antal anställda på arbetsplatsen, pappor och kollegors predicerade föräldrapenninguttag och kommun-fixa effekter. Residualerna redovisas utefter kollegans barns födelsedatum, normaliserat till det datum som reformen infördes, d.v.s., den 1 januari 2002.

Tallås Ahlén (2026) visar att pappornas ökade uttag även återspeglas i deras andel av den totala föräldraledigheten under barnets två första år. Samtidigt observeras ingen statistiskt säkerställd minskning i pappors uttag efter två års ålder, vilket innebär att pappor vars kollega omfattades av den andra kvoten ökade sitt uttag både genom en tidigareläggning av ledigheten och genom ett något högre totalt uttag. Separata analyser för olika grupper i studiepopulationen i Tallås Ahlén (2026) visar vidare att spridningseffekterna var relativt likartade med avseende på egenskaper hos kollegan, pappan och arbetsplatsen. Om något, var de svagare i par där tidigare information om föräldraledighet var mer begränsad, vilket i analysen mäts med hjälp av tre indikatorer: att kollegan är i toppen av inkomstfördelningen, att pappan får sitt första barn, eller att arbetsplatsen består nästan uteslutande av män.

3.3 Diskussion av resultaten

Att ingen av de två svenska reformerna ledde till spridningseffekter på arbetsplatsen vad gäller marginalen att ta ut åtminstone någon föräldraledighet skiljer sig från Dahl m.fl. (2014), som fann att den norska kvoten ledde till spridnings-

effekter som ökade deltagandet bland både kollegor och bröder. I Tallås Ahlzén (2026) visar jag att de divergerande resultaten inte kan förklaras av hur modellen specificeras, och det är inte heller unikt för just arbetsplatser, spridningseffekter saknas även mellan bröder i den svenska kontexten. En mer trolig förklaring är det jämförelsevis höga deltagandet i Sverige. Många pappor i Sverige tog föräldraledighet redan före den första kvoten, och därefter ökade det till ungefär 90 procent. Detta innebar begränsade möjligheter för ytterligare ökning, men också en helt annan kontext vad gäller både normer och reformernas informationsvärde.

Eftersom de flesta pappor som omfattades av reformerna tog ut föräldraledighet oberoende av sina kollegors uttag, hade de ett begränsat informationsbehov gällande kortare ledighetsperioder. Däremot var längre uttag fortfarande ovanligt, så när kollegor som omfattades av den andra reformen ökade genomsnittsuttaget och fler tog ledigheter även utöver kvotdagarna, är det troligt att detta fungerade som en informativ signal och gav upphov till spridningseffekter på arbetsplatsen. Spridningseffekterna av den andra reformen kan även ha förstärkts av att både kollegor och pappor sannolikt uppfattade den mer positivt än införandet 1995; dels till följd av mer gynnsamma attityder till pappors föräldraledighet vid denna tidpunkt (World Values Survey 2026), dels eftersom den första reformen i större utsträckning begränsade familjers valmöjligheter.

I Tallås Ahlzén (2026) redovisas en rad olika robusthetsanalyser, såsom alternativa specifikationer och placeboanalyser. Sammantaget visar analyserna inga indikationer på positiva spridningseffekter efter den första reformen. För den andra reformen ger däremot flera tester och alternativa specifikationer stöd för att reformen gav upphov till positiva spridningseffekter på arbetsplatsen. Spridningseffekter skattas även för begränsade urval där kollegan och pappan sannolikt har starkare kopplingar, exempelvis genom att de fortsatt arbetar tillsammans även efter att pappans barn fötts eller har samma utbildningsnivå, och då förstärks resultaten för den andra reformen något.

En möjlig oro är att uttaget av föräldrapenning är så pass flexibelt i Sverige att barnens födelseordning inte nödvändigtvis avgör vem som först tar föräldraledighet. Det innebär att pappan i vissa fall skulle kunna påverka sin kollega, snarare än tvärtom. Även om faktisk användning av föräldraledighet inte är en nödvändig förutsättning för sådan påverkan, även samtal om planerad ledighet kan i sig ge upphov till påverkan, vore det problematiskt om den skattade spridningseffekten i huvudsak drevs av par där pappan tar föräldraledighet före kollegan. I Tabell 3 presenteras därför den indirekta reformeffekten på pappors uttag i urval där risken för omvända orsakssamband minimeras. Skattningarna

blir då genomgående större. I kolumn 1–2 inkluderas endast par där kollegan faktiskt tar föräldraledighet först, och i kolumn 3–4 begränsas urvalet till par där pappan får sitt barn minst två år efter kollegan, vilket innebär att kollegans uttag under de första två åren per definition föregår pappans. Båda avgränsningarna, särskilt den senare, minskar urvalsstorleken och därmed precisionen i skattningarna. Trots detta visar resultaten genomgående starkare spridningseffekter än i Tabell 2. Sammantaget stärker analysen tolkningen att pappors uttag påverkades av kollegors ökade föräldraledighet till följd av den andra reformen.

Tabell 3 Den andra reformens effekt på föräldraledighet i ett mer avgränsat urval

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Kollegan tar föräldraledighet först		Pappans barn är född minst 2 år efter kollegans	
	Totalt	2 år	Totalt	2 år
Antal dagar som kollegor tar föräldraledighet				
Reformeffekt	22,235*** (5,207)	11,200** (4,804)	21,078*** (7,310)	10,220 (6,792)
Genomsnitt kontrollgrupp	75,330	46,103	70,031	38,851
Antal observationer	8 313	8 313	4 047	4 047
Antal dagar som pappor tar föräldraledighet				
Reformeffekt	6,816 (5,144)	9,134** (4,423)	8,008 (8,301)	11,545* (7,001)
Genomsnitt kontrollgrupp	98,888	52,575	102,232	55,291
Antal observationer	8 313	8 313	4 047	4 047

Not: Estimat från separata RD-regressioner, på kollegors och pappors uttag av föräldraledighet, i ett begränsat urval där sannolikheten att kollegan påverkar pappan, och inte det motsatta, är stor. I kolumn 1–2 ingår endast de par där kollegan först använder föräldrapenning. I kolumn 3–4 ingår endast de par där pappans barn är född minst 2 år efter kollegans barn. Samtliga regressioner inkluderar kvadratiska trender, triangulära vikter, arbetsplatskontroller (andel män och antal anställda), predicerat föräldrapenninguttag för pappa och kollega, samt fixa effekter för kommun och pappans barns födelseår. Robusta standardfel visas i parentes och */**/*** anger om resultatet är statistiskt säkerställt på 10/5/1 procentsnivån.

4 Slutsatser

Att reservera föräldrapenning till vardera föräldern minskar den ekonomiska kostnaden av att överföra ledighet från mamman till pappan. Det kan också bidra till att normalisera pappors föräldraledighet genom att förändra normer och minska signalvärdet av att ta ledigt, vilket innebär att pappamånaden potentiellt

kan öka pappors föräldraledighet utöver de reserverade dagarna. Detta är betydelsefullt eftersom ökat engagemang under barnets första år stärker pappors omsorgsförmåga och kan leda till en mer jämställd fördelning av det långsiktiga föräldraansvaret (Duvander och Johansson 2019).

I denna studie analyserar jag om införandet av pappamånaden 1995 och dess utökning 2002 gav upphov till spridningseffekter på arbetsplatsen, och därigenom kan ha bidragit till den ökade föräldraledighet vi sett bland pappor i Sverige. Resultaten visar att den första reformen inte utlöste några positiva spridningseffekter: skattningarna är genomgående insignifikanta och ofta svagt negativa. Däremot tycks den andra reformen ha lett till spridningseffekter. Pappor vars kollega omfattades av 60 reserverade dagar, istället för 30, tog nästan 9 dagar mer föräldraledighet under barnets första två år. Effekten uppstår delvis till följd av att de ökade sitt totala uttag men även att de tidigarelade en del av ledigheten. Att den andra reformen gjorde att pappor till viss del omfördelade sin föräldraledighet tyder på att det är viktigt att beakta även när föräldraledigheten tas – utöver det totala antalet dagar, annars riskerar man att missa viktig dynamik.

En sannolik förklaring till att endast den andra reformen ledde till spridningseffekter på arbetsplatsen är att den var mer informativ om längre perioder av föräldraledighet. I den svenska kontexten där majoriteten av pappor tar föräldraledighet oavsett så handlar spridningseffekterna troligtvis om att kollegors beteende informerar om fördelarna med längre ledighet. Det finns dessutom anledning att tro att den andra reformen var mer uppskattad bland både kollegor och pappor, vilket också kan ha främjat spridningseffekter.

Sammantaget visar resultaten att spridningseffekter bör beaktas vid utvärdering av reserverade månader i föräldraförsäkringen. Trots att den direkta reformeffekten var större vid den första reformen, såsom redan fastslagits i en rad studier och rapporter, t.ex. Försäkringskassan (2019), gav den andra reformen upphov till indirekta effekter och därmed större sammanlagd påverkan på pappors uttag under barnets två första år. Detta tyder på att en ökning av antalet reserverade dagar ytterligare kan stärka jämställdheten i föräldraansvaret under barnets tidiga år.

Referenser

- Aldén, L., A. Boschini och M. Tallås Ahlzén (2025). Fathers but not caregivers. SSRN Working paper 4405212.
- Angelov, N., P. Johansson och E. Lindahl (2016). Parenthood and the Gender Gap in Pay *Journal of Labor Economics* 34(3).
- Avdic, D. och A. Karimi (2018). Modern Family? Paternity Leave and Marital Stability. *American Economic Journal: Applied Economics*. 10(4): 283–307.
- Avdic, D., E. Boström, A. Karimi och A. Sjögren (2023). Parental inputs and child outcomes. IFAU Working paper: 2023:25.
- Bertrand, M., C. Goldin, och L. Katz. (2010). Dynamics of the gender gap for young professionals in the financial and corporate sectors. *American Economic Journal: Applied Economics* 2(3): 228-255.
- Canaan S., A.-S., Lassen, P. Rosenbaum., och H., Steingrimsdottir (2022). Maternity Leave and Paternity Leave: Evidence on the Economic Impact on Legislative Changes in High Income Countries. IZA Discussion Paper No. 151.
- Carlsson, M. och A. A. Reshid (2022). Coworker Peer Effects on Parental Leave Take-up. *Scandinavian Journal of Economics*, 124:930-957.
- Dahl, G.B., K.V. Loken och M. Mogstad (2014). Peer Effects in Program Participation. *American Economic Review* 104(7): 2049-2074.
- Duvander, A.-Z. (2006). När är det dags för dagis? En studie om vid vilken ålder barn börjar förskola och föräldrars åsikt om detta. Institutet för framtidsstudier 2006:2.
- Duvander, A.-Z. och M. Johansson (2012) Ett jämställt uttag? Reformen inom föräldraförsäkringen. ISF Rapport 2012:4. Stockholm.
- Duvander, A.-Z. och M. Johansson (2013) Effekter på jämställdhet av reformer i föräldrapenningen. ISF Rapport 2013:17. Stockholm.
- Duvander, A.-Z. och M. Johansson (2019). Does Fathers' Care Spill Over? Evaluating Reforms in the Swedish Parental Leave Program. *Feminist Economics* 25(2): 67-89.
- Duvander, A.-Z., K. Halldén, A. Koslowski och G Sjögren Lindquist (2020) Income loss and leave taking: Do financial benefit top-ups influence fathers' parental leave use in Sweden? Stockholm Research Reports in Demography no 2020:13.

- Duvander, A.-Z., T. Lappegård och M. Johansson (2020). Impact of a Reform Towards Shared Parental Leave on Continued Fertility in Norway and Sweden. *Population Research and Policy Review* 39: 1205–1229.
- Ekberg, J., R. Eriksson och G. Friebe (2013). Parental leave- A policy Evaluation of the Swedish "Daddy-Month" reform *Journal of Public Economics* 97: 131-143.
- Eriksson, R. (2005) "Parental leave in Sweden: The effects of the second parental leave reform", SOFI Working paper 2005:9.
- Eurofound (2019). Parental and paternity leave – Uptake by fathers, Publications Office of the European Union, Luxembourg.
- Försäkringskassan (2014). Föräldraförsäkringen och den nya föräldranormen.
- Försäkringskassan (2015). Jämställdhet och sjukfrånvaro: Förstagångsföräldrar och risken för sjukfrånvaro vid olika jämställdhetssituationer och effekter på sjukfrånvaron av reformer inom föräldraförsäkringen. Socialförsäkringsrapport 2015:3. Stockholm: Försäkringskassan.
- Försäkringskassan (2019a). Förändringar inom Socialförsäkrings- och Bidragsområdena. Senast uppdaterad: 2021-09-14.
- Försäkringskassan (2019b). Jämställd föräldraförsäkring -utvärdering av de reserverade månaderna i föräldraförsäkringen. Socialförsäkringsrapport 2019:2. Stockholm: Försäkringskassan.
- Försäkringskassan (2020). Betald och obetald föräldraledighet; Hur flexibla är föräldrar under barnens två första levnadsår? Socialförsäkringsrapport 2020:3. Stockholm: Försäkringskassan.
- Ginja, R., A. Karimi, och P. Xiao (2023). Employer Responses to Family Leave Programs. *American Economic Journal: Applied Economics* 15 (1): 107–35.
- Hall, C. och E. Lindahl (2018). Familj och arbete under småbarnsåren: Hur använder föräldrar förskola och föräldraförsäkring? Socialförsäkringsrapport 2018:9. Stockholm: Försäkringskassan.
- Johansson, E.-A. (2010). The effect of own and spousal parental leave on earnings. IFAU Working paper 2010:4. Uppsala.
- Karimi, A., E. Lindahl, och P. Skogman Thoursie (2012). Labour supply responses to paid parental leave. IFAU Working paper 2012:22. Uppsala.

- Kleven, H., C. Landais och J. Egholt Sogaard (2019). Children and Gender Inequality: Evidence from Denmark. *American Economic Journal: Applied Economics* 11(4): 181-209.
- Moberg, Y. (2016). Does the gender composition in couples matter for the division of labor after childbirth? IFAU Working paper 2016:8.
- OECD (2016). Parental leave: where are the fathers? Policy brief.
- Sjögren Lindquist, G. och E. Wadensjö (2005). Inte bara socialförsäkringar-kompletterande ersättningar vid inkomstbortfall. ESS Rapport 2005:2.
- Tallås Ahlzén, M. (2026). Parental Leave Quotas and Workplace Spillovers. IFAU Working paper 2026:5.
- World Values Survey (2026) Online analysis available at: <https://www.worldvaluessurvey.org/WVSONline.jsp>.

Bilagor

Tabell A1 Den direkta reformeffekten på kollegors föräldraledighet

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Första reformen		Andra reformen	
	Totalt	2 år	Totalt	2 år
Andel kollegor som tar föräldraledighet				
Reformeffekt	0,354*** (0,029)	0,342*** (0,032)	0,015 (0,018)	0,078** (0,031)
Genomsnitt kontrollgrupp	0,576	0,485	0,943	0,738
Antal observationer	8 987	8 987	9 754	9 754
Antal dagar som kollegor tar föräldraledighet				
Reformeffekt	24,109*** (4,476)	14,731*** (3,968)	23,272*** (4,697)	11,050** (4,374)
Genomsnitt kontrollgrupp	39,824	29,78	71,109	40,406
Antal observationer	8 987	8 987	9 754	9 754

Not: Estimat från separata RD-regressioner, på kollegors uttag av föräldraledighet. Samtliga regressioner inkluderar kvadratiska trender, triangulära vikter, arbetsplatskontroller (andel män och antal anställda), predicerat föräldrapenninguttag för pappa och kollega, samt fixa effekter för kommun och pappans barns födelseår. Robusta standardfel visas i parentes och **/**/*** anger om resultatet är statistiskt säkerställt på 10/5/1 procentsnivån.

Tabell A2 Den direkta reformeffekten på kollegors föräldraledighet, intensiva marginalen

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Första reformen		Andra reformen	
	Totalt	2 år	Totalt	2 år
Reformeffekt	2,071 (5,917)	-2,224 (5,462)	23,298*** (4,738)	0,745** (4,560)
Genomsnitt kontrollgrupp	69,189	51,739	75,425	42,858
Antal observationer	6 801	6 801	9 229	9 229

Not: Estimat från separata RD-regressioner, på antal dagar tagna av de kollegor som tar någon föräldraledighet. Samtliga regressioner inkluderar kvadratiska trender, triangulära vikter, arbetsplatskontroller (andel män och antal anställda), predicerat föräldrapenningsuttag för pappa och kollega, samt fixa effekter för kommun och pappans barns födelseår. Robusta standardfel visas i parentes och **/**/*** anger om resultatet är statistiskt säkerställt på 10/5/1 procentsnivån.

Tabell A3 Den direkta reformeffekten på kollegors föräldraledighet, grupperat

	(1)	(2)
	Första reformen	Andra reformen
Reformeffekt 1–10 dagar	-0,070*** (0,019)	-0,029*** (0,011)
Genomsnitt kontrollgrupp	0,108	0,023
Reformeffekt 11–20 dagar	-0,021 (0,018)	-0,023** (0,011)
Genomsnitt kontrollgrupp	0,061	0,037
Reformeffekt 21–30 dagar	0,220*** (0,025)	-0,225*** (0,022)
Genomsnitt kontrollgrupp	0,054	0,222
Reformeffekt 31–40 dagar	0,067*** (0,022)	-0,090*** (0,019)
Genomsnitt kontrollgrupp	0,051	0,130
Reformeffekt 41–50 dagar	0,019 (0,014)	0,004 (0,015)
Genomsnitt kontrollgrupp	0,035	0,073
Reformeffekt 51–60 dagar	0,028** (0,014)	0,145*** (0,022)
Genomsnitt kontrollgrupp	0,030	0,059
Reformeffekt 61–70 dagar	0,007 (0,012)	0,086*** (0,022)
Genomsnitt kontrollgrupp	0,027	0,051
Reformeffekt 71–80dagar	0,017 (0,010)	0,031** (0,015)
Genomsnitt kontrollgrupp	0,024	0,043
Reformeffekt 81–90 dagar	0,012 (0,014)	0,007 (0,013)
Genomsnitt kontrollgrupp	0,032	0,037
Reformeffekt >90 dagar	0,007 (0,010)	0,046*** (0,013)
Genomsnitt kontrollgrupp	0,019	0,034

Not: Estimat från separata RD-regressioner, på kollegors uttag av föräldraledighet grupperat. Samtliga regressioner inkluderar kvadratiska trender, triangulära vikter, arbetsplatskontroller (andel män och antal anställda), predicerat föräldrapenninguttag för pappa och kollega, samt fixa effekter för kommun och pappans barns födelseår. Robusta standardfel visas i parentes och */**/** anger om resultatet är statistiskt säkerställt på 10/5/1 procentsnivån.

Institutet för arbetsmarknads- och utbildningspolitisk utvärdering (IFAU) är ett forskningsinstitut under Arbetsmarknadsdepartementet med placering i Uppsala.

IFAU ska främja, stödja och genom forskning genomföra uppföljningar och utvärderingar.

Uppdraget omfattar effekter av arbetsmarknads- och utbildningspolitik, arbetsmarknadens funktionssätt och arbetsmarknadseffekter av socialförsäkringen.

I rapportserien presenteras såväl IFAU:s forskning som resultat av samarbeten med andra nationella och internationella forskningsorganisationer.

IFAU delar årligen ut bidrag till olika forskningsprojekt, vars resultat publiceras i rapportserien.

Rapporterna kan vara fristående eller publiceras tillsammans med ett Working paper.

Alla IFAU:s publikationer finns på www.ifau.se