

Betydelsen av föräldratid för barns skolresultat och intergenerationell rörlighet

Daniel Avdic

Arizo Karimi

Anna Sjögren

Elin Sundberg

Betydelsen av föräldratid för barns skolresultat och intergenerationell rörlighet ^a

av

Daniel Avdic^b, Arizo Karimi^c, Anna Sjögren^d och Elin Sundberg^e

2023-12-21

Sammanfattning

Införandet av den så kallade pappamånaden påverkade hur föräldraledigheten delades mellan föräldrar och innebär att barn potentiellt fick mer tid med sin pappa. Vi undersöker hur detta påverkade barnens skolresultat genom att jämföra skillnader mellan barn födda på ömse sidor om årsskiftet vid införandet, med skillnader mellan barn födda runt tidigare årsskiften. Vi visar att reformen innebär att grundskolebetygen minskade med 0,07 standardavvikelser för söner till föräldrar utan eftergymnasial utbildning och att pappors kognitiva förmågor fick större genomslag på sönerns skolresultat. Den intergenerationella rörligheten minskade därmed med 30 procent. Vi finner inte motsvarande effekter för döttrar. Möjliga förklaringar till resultaten är att pappors faktiska tid med barnen påverkades olika i olika utbildningsgrupper till följd av att skilsmässorna ökade, särskilt bland lågutbildade män, att tid med pappa och mamma inte är helt utbytbar samt att pojkar är mer känsliga än flickor för denna typ av påverkan.

^a Uppsatsen är en populärvetenskaplig version av Avdic m.fl. (2023), IFAU WP 2023:25 som genomgått vetenskaplig granskning samt seminariebehandlats. Författarna tackar Aline Bütikofer, Sara Roman, David Seim, Jonas Vlachos och Björn Öckert för detaljerade kommentarer samt seminariedeltagare vid IFAU, Monash University, QUT-Brisbane, Rotterdam, Melbourne University, Deakin University, Lunds universitet, CEMFI, SOFI, FEW 2019, EALE 2022 och Nationella konferensen i nationalekonomi 2022.

^b d.avdic@deakin.edu.au, Deakin University

^c Arizo.Karimi@nek.uu.se, Uppsala universitet, UCLS, IFAU

^d Anna.Sjogren@ifau.uu.se, IFAU, UCLS

^e Elin.Sundberg@nek.uu.se, Uppsala universitet

Innehållsförteckning

1	Inledning.....	3
2	Bakgrund	7
2.1	Föräldraledighet i Sverige	7
2.2	Införandet av öronmärkta föräldraledighetsmånader i Sverige	8
3	Hur skattar vi effekten av reformen: empirisk strategi och data.....	10
3.1	Empirisk strategi.....	10
3.2	Data.....	12
4	Resultat: Hur påverkade införandet av en pappamånad barns skolresultat?	15
4.1	Pappor tog mer föräldraledigt.....	15
4.2	Reformeffekter på barns slutbetyg i grundskolan.....	17
4.3	Intergenerationell överföring av färdigheter.....	20
5	Möjliga förklaringar till resultaten.....	22
5.1	Familjestabilitet	22
5.2	Familjestorlek	24
5.3	Barns psykiska hälsa.....	24
5.4	Förändrade förebilder	25
6	Slutsatser.....	26
	Referenser	28

1 Inledning

Barns utveckling påverkas av föräldrars närhet, omsorg, joller, lek, samtal, högläsning, uppmuntran och gränssättande. Tiden föräldrar tillbringar med sina barn kan därför ses som investeringar som påverkar hur barns humankapital byggs upp och överförs mellan generationer (Becker och Tomes 1986; Cunha och Heckman 2007; Currie och Almond 2011; Doepke och Zilibotti 2017). Ökat välstånd, men också föräldraledighetsreformer, har sannolikt bidragit till att föräldrar lägger allt mer tid på sina barn.¹ Det finns en stor forskningslitteratur om betydelsen av föräldrars, framförallt mammors, tidsinvesteringar (Guryan, Hurst, och Kearney 2008; Fiorini och Keane 2014; Del Bono m.fl. 2016; Francesconi och Heckman 2016). Även pappors betydelse för sina barn har studerats, men fokus har då ofta varit på rollen som familjeförsörjare och förebild (Kalil m.fl. 2016; Gould m.fl. 2020). En förändrad papparoll i och med trenden mot ett mer jämställt föräldraskap, ofta påskyndad av pappaledighetsreformer, har ökat behovet av kunskap om betydelsen av pappors tidsinvesteringar för barns utveckling. Hittills har emellertid de flesta studier av pappaledighetsreformer, som först genomfördes i Norge och Sverige på 1990-talet, främst analyserat effekter på föräldrars tidsanvändning och arbetsmarknadsutfall.

I denna rapport undersöker vi därför hur införandet av en månads öronmärkt föräldraledighet för vardera föräldern i Sverige från januari 1995 påverkade barnen. Avsikten med reformen var just att ge fäder starkare incitament att stanna hemma med sina barn. Vårt mål är att undersöka hur denna förändring av föräldrarnas fördelning av föräldraledighet påverkade barnens humankapitalutveckling, som vi mäter med hjälp av skolresultat. Vi använder oss av registerdata över föräldraledighetsuttag, arbetsinkomster och utbildningsnivå för föräldrar till barn födda åren före och runt tiden för reformen, och jämför skillnader i grundskolebetyg mellan barn som föddes på ömse sidor om årsskiftet vid införandet, med dem mellan barn födda runt tidigare årsskiftet i en *skillnader-i-diskontinuiteter*-ansats (RD-DD).

Vi visar först att de föräldrar som påverkades av införandet av den öronmärkta föräldraledighetsmånaden i stor utsträckning anpassade sig till det nya regelverket och fördelade om dagar från mamman till pappan. Vi visar sedan hur reformen påverkade skolresultaten för barn till föräldrar med olika utbildningsnivå eftersom tidigare studier visar dels på stora skillnader i skolresultat mellan flickor och pojkar och att familjebakgrund ofta slår igenom mer för pojkarna,

¹ Enligt den amerikanska tidsanvändningsstudien ökade mammors tid med barn från 10 till 14 timmar per vecka mellan 1965 och 2011 medan pappors ökade från 2,5 till 7 timmar per vecka (Parker och Wang 2013).

dels att föräldrars utbildningsnivå har betydelse för hur de investerar i sina barn och därför påverkar barnens humankapitalutveckling (Cunha m.fl. 2006; Bertrand och Pan 2013; Autor m.fl. 2019). Vidare studerar vi hur reformen påverkar styrkan i sambandet mellan pappors och barns humankapital och slutligen utforskar vi potentiella mekanismer genom vilka den förändrade fördelningen av föräldraledighet kan ha påverkat barnens skolresultat, till exempel genom att föräldrarna separerar (Avdic och Karimi 2018), via effekter på barnens psykiska hälsa och/eller genom att föräldrarnas roller som förebilder för barnen påverkas.

Föräldraledighetsreformen som vi studerar i denna rapport påverkade alla svenska familjer, med barn som föddes den 1 januari 1995 och senare, genom att öronmärka en månads betald föräldraledighet för varje förälder, så att överföring av dessa dagar mellan föräldrar inte längre var tillåtet. Eftersom reformen inte påverkade det totala antalet betalda föräldradagar, som då var 360, stod föräldrarna som påverkades av reformen inför valet att antingen låta pappan ta en månads ledighet eller helt avstå från den. Tidigare utvärderingar av denna reform och de två efterföljande, som utökade de öronmärkta månaderna till två och tre (år 2002 och 2016), har visat att de ökade pappors föräldraledighetsuttag (Eriksson 2005; Ekberg m.fl. 2013; Duvander och Johansson 2012; Avdic och Karimi 2018). Totalt ökade pappors andel av föräldraledighetsersättningar från cirka sju procent 1989 till 28 procent 2017. Vi replikerar de tidigare resultaten, men vidgar också analysen och visar att reformen påverkade pappors uttag lika mycket oavsett föräldrarnas utbildningsnivå. Detta gör att vi kan tolka skillnader i reformeffekter på barnen i familjer med olika utbildningsnivå som skillnader i hur barnen påverkats av förändrad fördelning av föräldraledigheten, snarare än som en följd av att familjers ledighetsuttag påverkats olika.

Vår analys visar att öronmärkningen av föräldradagar till endera föräldern ledde till en begränsad, 0,03 standardavvikelse, och endast marginellt statistiskt signifikant försämring av barns medelbetyg i årskurs nio. När vi genomför analysen separat för flickor och pojkar vars föräldrar har olika utbildningsnivåer framkommer det emellertid att skolresultaten påverkades negativt för söner vars pappor har högst gymnasieutbildning: deras medelbetyg försämrades med 0,07 standardavvikelse. Denna försämring förklaras framför allt av pojkar vars mammor också har högst gymnasieutbildning. För övriga finns det däremot inte någon signifikant effekt av reformen. Reformen ser alltså ut att ha försämrat förutsättningarna för barns humankapitalutveckling i familjer där föräldrarna saknar eftergymnasial utbildning och detta har drabbat sönerna.

Vi undersöker också hur sambandet mellan barns och föräldrars humankapital, den intergenerationella rörligheten i humankapital, påverkades av reformen. Vi gör det genom att undersöka hur reformeffekten på barnens betyg

varierar med ett mått på pappans kognitiva förmåga som baserats på pappans mönstringsresultat. Våra resultat tyder på att reformen stärkte sambandet mellan pappors kognitiva förmågor och söners betyg med 0,07 standardavvikelser, vilket motsvarar en ökning av den intergenerationella humankapitalkorrelationen med omkring 30 procent. Återigen finner vi ingen motsvarande effekt för flickor. Inte heller finns något förändrat samband mellan barns betyg och mått på pappornas icke-kognitiva färdigheter eller deras farbröders kognitiva färdigheter. Vi tolkar detta som att det faktiskt är förändrade tidsinvesteringar bland just papporna som får konsekvenser för sönerns utveckling.

Guidade av tidigare forskning, undersöker vi flera möjliga mekanismer för hur pojkars skolresultat kan ha påverkats av reformen. Avdic och Karimi (2018) har redan visat att föräldraledighetsreformen 1995 ökade sannolikheten för att föräldrarna skulle separera under barnets första levnadsår. Konflikter mellan föräldrarna och separation skulle alltså kunna vara en möjlig förklaring till försämringen av pojkars betyg, eftersom både tiden med föräldrarna och kvalitet på densamma potentiellt påverkas negativt om föräldrarna skiljer sig. Dessutom visar flera studier att pojkar ofta är mer känsliga för uppväxtmiljön (Bertrand och Pan 2013; Autor m.fl. 2019). Intressant nog finner vi att sannolikheten för skilsmässa/separation innan barnet fyllt tre år ökade med 2,3 procentenheter, eller 15 procent, just i familjer där pappan saknar eftergymnasialutbildning, medan familjestabiliteten i stället förbättrades i familjer med högskoleutbildade pappor. Även om vi inte direkt kan koppla och kvantifiera effekterna av skilsmässor till förändringar i föräldrarnas tidsinvesteringar, är det möjligt att en separation faktiskt minskar barnens tid med sina pappor om barnen i huvudsak bor kvar med mamman och att mammor kan ha svårt att kompensera fullt ut för pappans minskade tidsinvesteringar. Detta kan ha påverkat pojkarnas utveckling negativt. Vi hittar i Avdic m.fl. (2023) däremot inte några tecken på ökning av psykiska eller beteenderelaterade problem i tidiga tonåren, mätt som sannolikheten att förskrivs läkemedel eller att vårdas på sjukhus på grund av psykisk sjukdom eller beteendestörningar. Detta tyder på att varken den förändrade fördelningen av föräldraledighet eller den ökade risken för separationer har gått ut över barnens psykiska hälsa och att effekten på pojkarnas betyg snarare beror på förändrade tidsinvesteringar och kognitiv stimulans.

Vi utforskar också om det finns tecken på att pojkarnas skolresultat påverkats på ett sätt som kan tolkas som att det är pappans roll som förebild som har förändrats av reformen. Detta görs genom undersökning av sambandet mellan pappors utbildningsinriktning och deras söners ämnesspecifika betyg. Vi skattar vår modell separat för pappor med olika utbildningsinriktning, dels mot konst och humaniora, samhällsvetenskap, dels mot naturvetenskap, teknik och matematik.

Resultaten tyder på att söner vars pappor hade en högskoleutbildning inom naturvetenskap, teknik eller matematik förbättrar sina betyg i motsvarande ämnen, men också i andra ämnen. Det finns alltså inte något tydligt stöd för att fädernas roll som förebild stimulerar barns utveckling inom ett visst ämnesområde.

Resultaten visar alltså att pojkars skolresultat försämras i den typ av familjer där risken för skilsmässa ökar, men samtidigt att det finns tecken på att pojkars skolresultat stärks om pappan har en högskoleutbildning med inriktning mot naturvetenskap, teknik och matematik. Detta pekar på att både kvantitet och kvalitet i tid med pappa spelar roll för barns utveckling. Det ter sig kanske inte troligt att överföringen av en enda månads föräldraledighet skulle få så stort genomslag och man kan tänka sig att reformens genomslag beror på att den stimulerat till en mer aktiv och involverad papparoll. I den mån uttag av tillfällig föräldrapenning för vård av sjukt barn skulle vara en indikation, visar emellertid Ekberg m.fl. 2013 att 1995-reformen inte påverkade detta.

Studier från Spanien och Tyskland tyder ändå på att papparollen påverkas av införandet av pappaledighet (González och Zoabi 2021; Tamm 2019; Farré m.fl. 2022). I avsaknad av detaljerade tidsanvändningsstudier är det svårt att veta vad som hänt med svenska pappors långsiktiga föräldraengagemang, och i vilken utsträckning reformer har drivit utvecklingen, men få skulle tvivla på att pappa-rollen är en annan idag än under tidigt 1990-tal.

Forskningsresultaten som presenteras i denna rapport knyter an till flera forskningsområden. Medan tidigare forskning har funnit att införandet av kortare *föräldraledighetsreformer* förbättrar hälsan och skolresultat hos barn (Rossin 2011; Carneiro m.fl. 2015), har andra studier visat att utvidgning av befintliga och redan generösa föräldraförsäkringar har små eller inga effekter på barns utfall (Baker och Milligan 2008; Rasmussen 2010; Dahl m.fl. 2016; Rossin-Slater 2018). I linje med resultaten från vår studie, visar tidigare forskning på att *barnens socioekonomiska bakgrund* spelar roll och att barn från familjer med högre socioekonomisk bakgrund tenderar att dra större nytta av ökad föräldraledighet (Liu och Skans 2010; Danzer och Lavy 2018; Ginja m.fl. 2020). Detta tyder på att kvaliteten på den tid barnet tillbringar med föräldrarna, i förhållande till kvaliteten på den vård och omsorg barnet annars skulle få, spelar roll för huruvida längre föräldraledighetstid är fördelaktigt för barn eller inte. En tolkning av vår studie är därför att öronmärkningen av föräldraledighetsmånader innebar en försämring av kvaliteten på den omsorg barnen till pappor med högst gymnasieutbildning fick. Att detta främst påverkat sönerna, är ett mönster som återfunnits i flera studier som pekar på *pojkers relativt högre känslighet för barndoms-*

förhållanden (Bertrand och Pan 2013) även om vi också finner tecken på att även svagpresterande flickor påverkas.

Vår studie bidrar särskilt till den växande litteratur som undersöker effekterna av öronmärkt pappaledighet dels genom att studera hur föräldrarnas utbildning påverkar reformgenomslaget på fördelningen av föräldraledigheten och på familjestabiliteten, dels genom att undersöka effekterna på barnens skolresultat.²

Tidigare har effekter av pappaledighet på barn studerats av Cools m.fl. (2015) som undersöker införandet av fyra veckors pappaledighet i Norge med en *skillnader-i-skillnader*-ansats. Resultaten tyder, även om de är oprecisa, på att barns skolprestation förbättrades som ett resultat av reformen, särskilt i familjer där fadern har högre utbildning än modern. Vår studie skiljer sig från den norska på flera sätt. Vår RD-DD-ansats och större empiriskt underlag ger bättre förutsättningar att studera hur effekterna ser ut för pojkar och flickor och beroende på föräldrarnas utbildning. Vi kan också studera reformens effekter på intergenerationell rörlighet och dessutom undersöka flera möjliga mekanismer.

2 Bakgrund

2.1 Föräldraledighet i Sverige

Föräldraledighet är en integrerad del av socialförsäkringssystemet i många industrialiserade länder. De skandinaviska länderna Sverige, Norge och Danmark var tidiga med att införa offentligt finansierad rätt till betald föräldraledighet. I Sverige ersatte föräldraförsäkringen den tidigare moderskapsförsäkringen 1974 och gav mammor och pappor samma rätt till sammanlagt 180 dagar betald ledighet per barn.

Under den tidsperiod som vi analyserar i denna rapport, dvs. 1991–95, hade föräldraledigheten förlängts till totalt 450 dagar och delats upp i tre delar enligt följande: Först fick föräldrarna tillsammans totalt 360 dagars ledighet per barn under vilken ersättning ersatte inkomstbortfall med 75 till 90 procent av förälderns sjukpenningsgrundande inkomst (SGI). Denna förmån var villkorad på minst 240 dagars anställning före barnets födelse och ersättningen begränsades av ett relativt generöst inkomsttak som motsvarade ungefär medellönen för 30–40-åriga högskoleutbildade vid den tiden. För personer som inte uppfyllde arbetskravet ersattes föräldraledighetsdagarna i stället med en låg fast daglig ersättning på 60 kronor, den s.k. garantinivån, vilket då motsvarade 80–90 procent

² Se t.ex. Cools m.fl. (2015), Farré m.fl. (2022), Druedahl m.fl. (2019), Ekberg m.fl. (2013), Duvander och Johansson (2012) och Johnsen m.fl. (2020).

av den genomsnittliga timlönen för arbetstagare utan gymnasieutbildning. Därutöver var föräldrarna berättigade till ytterligare 90 dagar föräldraledighet per barn, också ersatta till garantinivån om 60 kronor per dag. Pappor fick också 10 dagar ledighet ersatta på SGI-nivå som skulle användas inom de första 60 dagarna efter barnets födelse. Således var föräldrarna gemensamt berättigade till totalt 450+10 dagar av betald ledighet per barn. Medan de första två delarna av ledigheten, som omfattade 360+90 dagar, inte kunde användas av båda föräldrarna samtidigt, kunde den tredje delen användas tillsammans med mammaledighet.³

Föräldraförsäkringen är flexibel och anställningsskydd råder under barnets första 18 månader oavsett om föräldrarna tar ut föräldraförsäkring eller ej. Dessutom har föräldrar rätt att gå ned till deltid om 75 procent fram tills barnet fyllt 8 år. Detta innebär att föräldrar kan förlänga sin föräldraledighet genom att ta ut föräldraförsäkringen på deltid samtidigt som de stannar hemma på heltid. Föräldraledighet kan också användas flexibelt tills barnet fyller 8 år för att till exempel förlänga semestern. Arbetsgivare kan normalt sett inte neka föräldraledighet, men ansökningar måste göras minst två månader i förväg.

Ersättningen vid föräldraledighet utbetalas till de juridiska föräldrarna till barnen, eller till annan juridisk vårdnadshavare. För gifta par antar lagen att maken är far till sin frus barn, och vårdnaden om barnen är gemensam. För ogifta par ges modern ensam vårdnad om sitt barn om inte faderskapet fastställs efter födseln och föräldrarna ansöker om gemensam vårdnad. I praktiken fastställs faderskapet för nästan alla barn i Sverige och båda föräldrarna är som regel vårdnadshavare. En förälder med ensam vårdnad om ett barn har rätt till alla 450 föräldraledighetsdagarna.

Vid en skilsmässa behåller föräldrarna som tidigare hade gemensam vårdnad om sina barn vanligtvis gemensam vårdnad om barnen oavsett var barnen bor. Majoriteten av barn till skilda föräldrar bor hos mamman, men växelvist boende har blivit vanligare över tiden (SOU 2011:51).

2.2 Införandet av öronmärkta föräldraledighetsmånader i Sverige

Den första pappamånadsreformen i Sverige genomfördes 1995 och gav ytterligare ekonomiska incitament för pappor att ta ut föräldraledighet genom att öronmärka en månad (30 dagar av de totalt 360 SGI-dagarna) för vardera föräldern. Innan reformen använde nästan alla föräldrar sig av möjligheten att över-

³ Föräldraledigheten har sedan dess förlängts och nu ersätts 390 dagar på SGI-nivå och 90 dagar på garantinivå. Från 2012 kan 30 SGI-dagar användas av båda föräldrarna samtidigt.

föra betald ledighet från pappan till mamman, vilket medförde att mammor stod för 90 procent av föräldraledigheten. Reformen innebar alltså att ledighet frös inne om pappor inte tog ut sin månad. Eftersom subventionerad barnomsorg endast finns tillgänglig från barnets första födelsedag innebar reformen också att föräldrar som inte nyttjade pappans månad inte hade tillräckligt med SGI-ersatt föräldraledighet för att räcka fram till förskolestart, vilket gjorde det mer kostsamt att låta dagar frysa inne. Avgörande för vår empiriska ansats som beskrivs nedan, är att 1995 års reform började gälla för barn födda från 1 januari 1995.

Effekten av 1995-reformen på uttag av föräldraledighet har tidigare studerats av Duvander och Johansson (2012) och Ekberg m.fl. (2013). De har visat att den ledde till en kraftig ökning av pappors föräldraledighetsuttag och att de flesta papporna tog ut åtminstone 30 dagar efter reformen. Det är dock inte klarlagt att reformen faktiskt ändrade föräldrars fördelning av hushållsarbetet och barnomsorgen på sikt eftersom fördelningen av uttag av tillfällig föräldrapenning (VAB) inte påtagligt ändrades. Avdic och Karimi (2018) visar också att reformen ökade separationerna bland par i familjer med mer traditionell fördelning av hushållsarbetet och att mammor med låga inkomster kompenserade minskningen av antalet betalda föräldraledighetsdagar genom att öka sin användning av obetald ledighet. Man kan alltså dra slutsatsen att det inte var helt utan konflikter som föräldraledigheten omfördelades. Cools m.fl. (2015) finner också att en liknande reform i Norge ledde till ökat uttag bland pappor, men att mammornas inkomster samtidigt minskade, vilket tyder på att reformen inte ledde till en omfördelning av övergripande ansvar för barn och hushåll totalt sett.

För att ytterligare främja pappors uttag av föräldraledighet, öronmärktes en andra månad för barn födda den 1 januari 2002 och senare. I samband med detta ökade dock det totala antalet ersatta dagar i föräldraförsäkringen från 450 till 480 dagar. Eriksson (2005) fann att 2002 års reform ytterligare ökade pappors genomsnittliga föräldraledighet till cirka två månader (60 dagar). Men reformen ökade också totala föräldraledigheten som togs ut av mammor. I den här studien fokuserar vi uteslutande på 1995 års reform eftersom det är oklart om en överföring av föräldraledighetsdagar från mamman till pappan faktiskt ägde rum till följd av 2002 års reform. En tredje öronmärkt föräldraledighetsmånad infördes 2016. Även om denna reform är mer lik 1995 års reform finns ännu inte en tillräckligt lång uppföljningsperiod för att analysera meningsfulla effekter på barns humankapital.

3 Hur skattar vi effekten av reformen: empirisk strategi och data

3.1 Empirisk strategi

Resultaten som presenteras i denna rapport är framtagna med en *skillnader-i-diskontinuiteter*-ansats (RD-DD). Ansatsen bygger på att öronmärkningen av föräldraledighetsdagar infördes för föräldrar till barn födda från den 1 januari 1995 och att man kan anta att det för barn tillräckligt nära årsskiftet är slumpen som avgör på vilken sida av årsskiftet det föds. För de här barnen är det alltså slumpen som avgör om familjen berörs av reformen eller inte. Det finns därför anledning att anta att föräldrar till de barn som föddes runt årsskiftet 1994/95 är så pass lika varandra att de i avsaknad av reformen skulle ha använt föräldraledigheten på samma sätt. Det är slumpen som gör att de nu påverkas av en reform som öronmärkte 30 dagar vardera för mamma och pappa. Vi vet sedan tidigare att pappor ökade sitt uttag av föräldraledighet och att mammor minskade sitt uttag i motsvarande mån. Dagar överfördes alltså från mammor till pappor.

Eftersom vi är intresserade av att mäta effekten av denna överföring av föräldraledighetsdagar från mamman till pappan på barnens grundskoleresultat måste vi emellertid beakta att barn som föds på ömse sidor av ett årsskifte inte brukar klara sig lika bra i skolan. Ett skäl till detta är att barn som är födda sent på året börjar skolan när de är nästan ett år yngre än barn som är födda tidigt på året.⁴ För barnen födda runt reformårsskiftet finns alltså två skäl till att skolresultaten kan skilja sig åt, även om föräldrarna är lika, och barnen är lika vid födseln. Det går alltså inte att rakt av jämföra barn födda runt årsskiftet 1994/95 med en enkel *regressions-diskontinuitets-ansats* (RD). Under antagandet att skillnaden i skolresultat mellan december- och januaribarnen runt reformårsskiftet, i avsaknad av reformen, hade varit densamma som runt tidigare årsskiften kan vi jämföra resultatskillnaden mellan barn födda på ömse sidor om reformårsskiftet med motsvarande skillnad för barn födda runt tidigare årsskiften (DD). I Avdic m.fl. (2023) presenteras flera analyser som visar att detta antagande är rimligt.

Den empiriska analysen i rapporten utgår ifrån den grundläggande diskontinuitetsdesignen (RDD):

$$y_i = \alpha + f_l(c - t, \gamma_l) \times \mathbf{1}_{t_i < c} + f_r(t - c, \gamma_r) \times \mathbf{1}_{t_i \geq c} + \beta \mathbf{1}_{t_i \geq c} + \epsilon_i \quad (1)$$

⁴ Se t.ex. Black m.fl. (2011) och Fredriksson och Öckert (2014).

där y_i är utfallsvariabeln av intresse för barn i , t är barnets födelsedatum, c är datumet då reformen träder i kraft, alltså 1 januari 1995, och $t-c$ är alltså antalet dagar mellan födseln och reforminförandet. f_l och f_r är polynomfunktioner med motsvarande parametervektorer γ_l och γ_r , avsedda att fånga upp hur utfallet utvecklas på ömse sidor av årsskiftet. Dessa fångas av indikatorfunktionerna $\mathbf{1}_{t_i < c}$, tiden före årsskiftet och $\mathbf{1}_{t_i \geq c}$ tiden efter årsskiftet.

Parametern β fångar reformeffekten för barn födda efter årsskiftet, under förutsättning att polynomfunktionerna tillräckligt väl justerar för eventuell säsongsvariation i utfallsvariabeln. Detta gäller förutsatt att det inte finns andra faktorer än reformen som skiljer sig åt mellan barn födda före respektive efter årsskiftet och som även påverkar barnens utfall och förutsatt att föräldrar inte kan manipulera barnets födelsedatum och ”välja” om de vill påverkas av reformen eller ej.

I Avdic m.fl. (2023) redovisar vi en rad tester som visar att β på ett trovärdigt sätt fångar reformeffekten på uttag av föräldraledighet. Men som vi har diskuterat ovan, när det gäller barns skolresultat, kommer β inte kunna skilja en sann reformeffekt från skillnader i skolresultat som beror på att barnen födda sent på året börjar skolan året före de nästan jämgamla barn som föds tidigt nästa år.

Även utfall som vi bara kan mäta på årsbasis är knepiga att studera med denna modell, som bygger på att man kan mäta detaljerat under året. För skolresultat och utfall som bara kan mätas på årsbasis utvidgar vi alltså RD-modellen med en *skillnader-i-skillnader*-ansats (DD) som inkluderar flera årsskiften före reformårsskiftet och subtraherar det samlade RD-estimatet för dessa icke-reformår från det β -estimat vi uppmäter för reformårsskiftet, 1994/95. I Avdic m.fl. (2023) redovisar vi flera tester till stöd för att skillnaden i skolutfall mellan december och januaribarn 1994/95 rimligen hade varit desamma som tidigare år i avsaknad av reformen.

För att implementera RD-DD-modellen inkluderar vi flera kohorter $m = \{1991/92, \dots, 1994/95\}$ med barn födda runt respektive årsskifte och utvidgar modellen i ekvation (1) genom att specificera en indikator $T_i = \{0, 1\}$ som antar värdet noll för kontrollkohorterna och värdet 1 för reformkohorten 1994/95. Denna variabel interageras sedan med ekvation 1, vilket resulterar i:

$$y_i = \alpha + \sum_{s=0}^1 \mathbf{1}_{T_i=s} \times \{ \delta T_i + f_l(c - t, \gamma_{ls}) \times \mathbf{1}_{t_i < c} + f_r(t - c, \gamma_{rs}) \times \mathbf{1}_{t_i \geq c} + \beta_s \mathbf{1}_{t_i \geq c} \} + \lambda_{m_i} + \epsilon_i, \quad (2)$$

där β_1 mäter reformeffekten, β_0 fångar de skillnader i utfall som normalt finns mellan barn födda på ömse sidor av ett årsskifte och λ_{m_i} fångar genomsnittliga utfall för de olika kohorterna. Vi följer litteraturen och skattar ekvation (2) med hjälp av lokal linjär regression med triangulära vikter, som lägger mest vikt vid

de barn som är födda nära årsskiftet. I Avdic m.fl. (2023) redovisas flera känslighetsanalyser där vi varierar bandbredden, d.v.s. hur många månader som inkluderas på ömse sidor om årsskiftena, men också funktionsformen på polynomen f_l och f_r .

För att studera om öronmärkningsav en månad av föräldraförsäkringen för vardera föräldern påverkade barn olika beroende på dess kön eller föräldrarnas utbildningsnivå, skattar vi separata modeller för flickor och pojkar, men också för barn till föräldrar med och utan eftergymnasial utbildning.

3.2 Data

Resultaten som presenteras i denna rapport är baserade på registerdata över de barn som föddes i Sverige mellan 1991 och 1995 samt deras föräldrar. Familjer, d.v.s. barn och deras biologiska föräldrar, identifieras med hjälp av flergenerationsregistret som innehåller länkar mellan föräldrar och barn, samt information om födelsedatum och födelseordning för varje barn. Vi länkar information på årsbasis om utbildningsnivå och arbetsinkomst för alla föräldrar från LISA-databasen. För att uppskatta hur många månader en förälder arbetar under ett år används också uppgifter om anställning och löner från lönestrukturregistret.⁵ Mer specifikt skapar vi ett mått på heltidsinkomst baserat på vad personen hade tjänat om den jobbat heltid under de två åren som föregick barnets födsel och uppskattar andelen arbetade månader under ett år genom att relatera den observerade årliga arbetsinkomsten till den uppskattade heltidsinkomsten.

För att skatta effekterna på föräldraledighetsuttag av 1995 års reform använder vi uppgifter om föräldraledighet från Försäkringskassan. Den detaljerade informationen gör det möjligt för oss att skilja mellan mamma- och pappaledighet för varje barn i vår undersökning. Vi använder denna information för att beräkna det totala antalet ledighetsdagar (SGI-dagar och garantidagar) som varje förälder tog under det aktuella barnets första åtta levnadsår. Mått på barnens skolresultat bygger på Skolverkets uppgifter om medelbetyg och ämnesbetyg från årskurs 9. Medelbetyg och ämnesspecifika betyg, grupperade i ämnen som naturvetenskap, teknik, och matematik (STEM) och humaniora och samhällsvetenskap och konst (HUMSAM), standardiseras inom varje elevkull.

För att utforska om öronmärkningsav föräldraledighetsdagar påverkade sambandet mellan barns skolresultat och pappors kognitiva och icke-kognitiva färdigheter använder vi information om pappans (och pappans bröders) mönstersresultat från när de var 18 år gamla, vilket finns för över 90 procent av svenska män födda 1955–1985 som var föremål för allmän värnplikt. Det finns upp-

⁵ Dessa uppgifter finns för samtliga anställda i offentlig sektor och för ett slumpvis urval av ca 50 procent av arbetstagarna i privat sektor.

gifter för 80 procent av papporna i vår studie. Måttet på kognitiva färdigheter bygger på ordkunskap (synonymer), matematik och logisk induktion, spatial och teknisk förståelse. Måttet på icke-kognitiva färdigheter baseras på frågor som fångar psykisk styrka, emotionell stabilitet, stresstålighet och ledarskapsegenskaper. Vi standardiserar dessa testresultat efter värnpliktskohort.

För att studera möjliga mekanismer använder vi även mått på barns fysiska och psykiska hälsa, baserade på uppgifter från Socialstyrelsens patient- och läkemedelsregister. Utifrån dessa skapar vi mått på om ett barn under ett kalenderår varit inlagt på sjukhus eller förskrivits läkemedel för psykiska eller beteendelaterade problem. Vi hämtar också uppgifter från det medicinska födelseregistret, inklusive barnens vikt och längd vid födseln samt förväntad födelsedag baserad på ultraljud och datum för sista menstruation. I Avdic m.fl. (2023) använder vi dessa uppgifter dels för att visa att det inte finns någon avvikande systematisk skillnad mellan barn som föds på ömse sidor om ett årsskifte vid reformen jämfört med tidigare årsskiften, dels för att visa att det inte förekommer någon avvikande systematisk manipulation av födelsedatum kring just reformårsskiftet.

För att skatta RD-DD-modellen i ekvation (2) definierar vi fyra kohorter sådana att varje kohort mellan 1991/92 och 1994/95 består av barn födda mellan 1 juli det första året och 30 juni det efterföljande året. Reformkohorten är kohorten 1994/95 medan de övriga utgör kontrollkohorter. Vi exkluderar alla barn vars mamma eller pappa saknade inkomst under kalenderåret före barnets födelse eftersom öronmärkningen av föräldraförsäkringsdagar endast berörde SGI-dagar.

I Tabell 1 sammanfattas de viktigaste variablerna i vårt datamaterial, grupperade efter faderns utbildningsnivå och barnets kön, för reformkohorten respektive kontrollkohorterna. De grupp-specifika genomsnitten som redovisas i tabellen tyder på stora skillnader i skolresultat beroende på pappans utbildningsnivå, liksom på betydande betygsskillnader till flickors fördel oavsett pappans utbildningsnivå. Det framkommer också tydligt att det är vanligare att föräldrapar har liknande utbildning och att det är vanligare med skilsmässor bland föräldrar med lägre utbildning. Däremot finns det inte så stora utbildningsskillnader i barns egenskaper vid födseln. Även mammans andel av hushållsinkomsten är likartad.

Tabell 1 Sammanfattande statistik för föräldrar och barn i kontroll- och reformkohorter

	Kontrollkohorter 1991/92–1993/94						Reformkohorten 1994/95	
	Pappa ej eftergymnasial		Pappa eftergymnasial		Pappa ej eftergymnasial		Pappa eftergymnasial	
	Flickor	Pojkar	Flickor	Pojkar	Flickor	Pojkar	Flickor	Pojkar
<i>Föräldraegenskaper</i>								
Ålderskillnad föräldrar	-2,600	-2,626	-2,613	-2,596	-2,511	-2,563	-2,513	-2,543
Mammas inkomstandel året före födseln	0,374	0,374	0,359	0,358	0,387	0,386	0,366	0,371
Hushållsinkomst året före födseln (1 000 kr)	322,736	322,579	423,865	423,502	318,578	319,714	427,694	435,560
Mamma högskola	0,178	0,178	0,593	0,591	0,199	0,199	0,612	0,607
Pappas kognitiva förmåga	-0,245	-0,243	0,772	0,773	-0,244	-0,233	0,786	0,793
Pappas icke-kognitiva förmåga	0,054	-0,047	0,583	0,582	-0,025	-0,023	0,593	0,595
Skilda år 3 efter födsel	0,140	0,141	0,063	0,063	0,125	0,125	0,063	0,063
Skilda år 5 efter födsel	0,191	0,192	0,095	0,093	0,178	0,179	0,095	0,092
<i>Barnegenskaper</i>								
Förstfödd	0,417	0,418	0,425	0,420	0,416	0,417	0,428	0,431
För tidigt född	0,045	0,049	0,040	0,046	0,043	0,050	0,039	0,046
Låg födelsevikt	0,032	0,028	0,026	0,026	0,030	0,026	0,028	0,026
Låg APGAR	0,144	0,171	0,136	0,167	0,145	0,180	0,146	0,175
Betyg åk 9, Medel	0,119	-0,223	0,712	0,383	0,156	-0,187	0,725	0,387
Betyg åk 9, Matematik	-0,007	-0,107	0,550	0,471	0,014	-0,077	0,565	0,490
Betyg åk 9, Svenska	0,193	-0,343	0,712	0,198	0,214	-0,322	0,711	0,169
Betyg åk 9, SO	0,099	-0,186	0,624	0,373	0,130	-0,153	0,634	0,369
Antal observationer (barn)	85 900	89 659	33 247	34 585	22 476	23 357	9 684	10 364

Not: Genomsnitt av förutbestämda egenskaper och utfall. Urvalen omfattar barn födda sex månader på vardera sidan om respektive årsskifte.

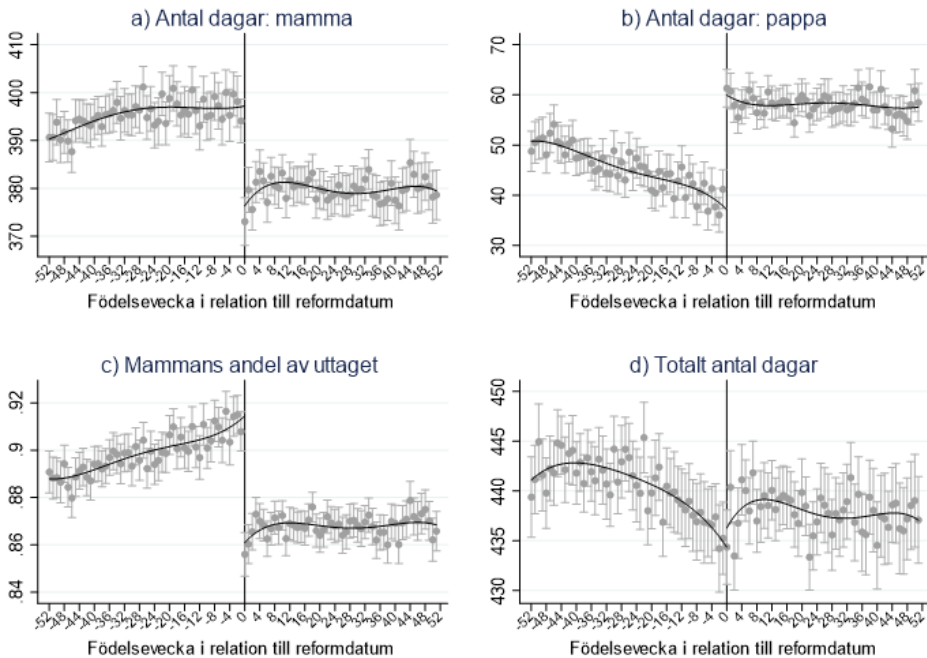
4 Resultat: Hur påverkade införandet av en pappamånad barns skolresultat?

Vi börjar med att presentera hur öronmärkningen av 30 SGI-dagar till vardera föräldern 1995 påverkade föräldrars nyttjande av föräldraförsäkringen och vilka de troliga konsekvenserna var för föräldrars tidsinvesteringar i sina barn. Vi presenterar därefter huvudresultaten: effekterna av reformen på barnens grundskolebetyg. Slutligen presenterar vi hur reformen påverkade styrkan i sambandet mellan pappors och barns färdigheter, det samband som ofta används som ett mått på intergenerationell persistens.

4.1 Pappor tog mer föräldraledigt

Vi kan börja med att konstatera att öronmärkningen av 30 SGI-dagar fick stort genomslag på pappors uttag av föräldraledighet och att begränsningen av rätten att överlåta dagar gjorde att mammors antal SGI-dagar minskade i motsvarande mån. Detta framgår av Figur 1 som visar genomsnittligt uttag av föräldraledighet under barnets första 8 år efter barnets födelsevecka runt årsskiftet 1994/95.

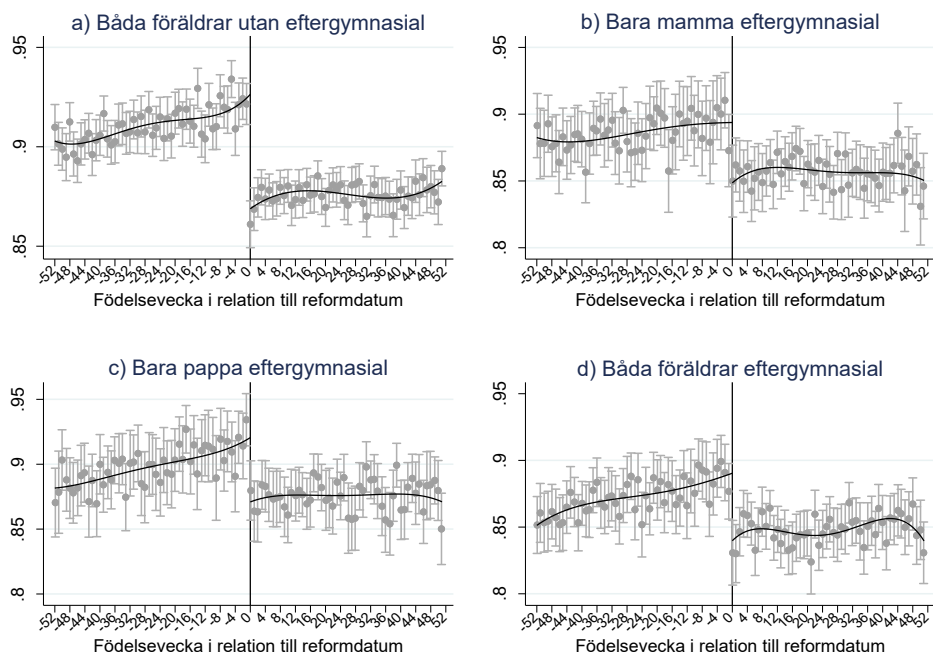
Figur 1 Genomsnittligt uttag av föräldraledighet under barnets första 8 år efter barnets födelsevecka runt årsskiftet 1994/95



Panelerna (a) till (d) rapporterar genomsnittlig föräldraledighet i dagar för pappor, genomsnittlig föräldraledighet i dagar för mammor, mammans andel av totala familjeledigheten och summan av mammors och pappors föräldraledighet. Panel (a) visar att pappors ledighet ökade med i genomsnitt 21 dagar för de barn som föddes strax efter jämfört med dem som föddes strax före årsskiftet.

Det motsvarar en ökning på 46 procent i förhållande till genomsnittet före reformen. På samma sätt visar panel (b) att reformen minskade mammors ledighet med motsvarande antal dagar, 21 dagar, i genomsnitt. Detta innebär en minskning av mammors ledighet med cirka fem procent jämfört med genomsnittet före reformen. För att analysera hur dessa förändringar påverkar fördelningen av föräldraledighet inom familjer, ger panel (c) motsvarande resultat för mammans genomsnittliga andel av total föräldraledighet per barn. Denna andel beräknas ha minskat med 5,4 procentenheter, vilket motsvarar 5,9 procent. Slutligen visar panel (d), som förväntat, att det totala antalet dagars föräldraledighet som togs ut förblev oförändrad för barn som föddes runt årsskiftet. Dessa resultat tyder således på att föräldraledighetsreformen innebar en direkt överföring av ledighetsdagar från mammor till pappor.

Figur 2 Genomsnittligt uttag av föräldraledighet under barnets första 8 år efter barnets födelsevecka runt årsskiftet 1994/95 och föräldrarnas utbildning



I Figur 2 visar vi hur uttagen av föräldraledighet påverkades av reformen bland föräldrapar med olika utbildningsnivåer, dvs. om båda föräldrarna, antingen

mamman eller pappan, eller ingen av föräldrarna har eftergymnasial utbildning. Två viktiga resultat framkommer från denna analys: För det första finns det en statistiskt och ekonomiskt signifikant effekt för alla fyra föräldragrupperna. För det andra är skillnaderna mellan grupperna så små att de inte är statistiskt skilda åt. Vi uppskattar minskningen av mammors andel av föräldraledigheten till mellan 4,8 och 5,9 procent jämfört med genomsnittet före reformen i de fyra grupperna. Vi har genomfört analysen separat för flickor och pojkar, men inte heller där finns några betydande skillnader i hur reformen påverkade uttagen av föräldraledighet.

Slutsatsen från denna analys är således att effekten av 1995 års föräldraledighetsreform på omfördelningen av föräldraledighet från mammor till pappor var betydande och att föräldrar, oavsett utbildningsnivå, svarade på de nya incitamenten.

4.2 Reformeffekter på barns slutbetyg i grundskolan

Vi presenterar nu hur reformen och den därpå följande omfördelningen av föräldraledighet från mammor till pappor under barnets andra levnadsår påverkade barnens medelbetyg från grundskolan. Tabell 2 redovisar skattningar av reformeffekten β_1 från vår RD-DD-modell som beskrivs av ekvation (2).

Tabell 2 Effekter barns medelbetyg i årskurs 9 av öronmärkningen av föräldraledighetsdagar efter kön och föräldrarnas utbildning

	(1) Alla	Samtliga mammor		Mamma ej eftergymnasial		Mamma eftergymnasial	
		(2) Pappa ej eftergymnasial	(3) Pappa eftergymnasial	(4) Pappa ej eftergymnasial	(5) Pappa eftergymnasial	(6) Pappa ej eftergymnasial	(7) Pappa eftergymnasial
Alla	-0,030*	-0,027	-0,015	-0,037	-0,006	0,029	-0,007
	(0,017)	(0,021)	(0,030)	(0,023)	(0,047)	(0,045)	(0,037)
Antal obs.	305 751	218 904	86 847	179 030	35 054	39 874	51 793
Pojkar	-0,051**	-0,065**	-0,003	-0,061**	0,038	-0,024	-0,021
	(0,024)	(0,027)	(0,041)	(0,030)	(0,064)	(0,061)	(0,052)
Antal obs.	156 153	111 744	44 409	91 373	17 984	20 371	26 425
Flickor	-0,013	0,004	-0,028	-0,010	-0,048	0,022	0,000
	(0,025)	(0,030)	(0,041)	(0,033)	(0,066)	(0,062)	(0,050)
Antal obs.	149 598	107 160	42 438	87 657	17 070	19 503	25 368

Not: Estimat skattade med RD-DD-modell med linjär kontrollfunktion och triangulära vikter på urval av barn födda 6 månader på vardera sidan om årsskiftena 1991/92–1994/95, baserat på information om exakt födelsedag. Kontrollvariabler inkluderar förutbestämda variabler i Tabell 1. Robusta standardfel inom parentes. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Kolumn (1) presenterar resultat för alla föräldrapar, kolumn (2)–(3) visar resultat uppdelade efter pappans utbildning och kolumn (4)–(7) visar separata resultat utifrån mammors och pappors utbildningskombinationer. Rader från topp till

botten visar resultat för både pojkar och flickor, enbart pojkar respektive enbart flickor.

Den första kolumnen visar att reformen innebar en begränsad, marginellt signifikant, minskning av medelbetygen i årskurs med 0,03 standardavvikelser. Det motsvarar ungefär 10 procent av den totala könsskillnaden i betyg i vårt elevurval och cirka fem procent av betygsskillnaden mellan söner till högskoleutbildade föräldrar och söner med föräldrar med högst gymnasieutbildning. När vi undersöker effekter på pojkar och flickor separat, kan vi se att den negativa effekten på betygen främst gäller pojkarna vars betyg minskar med 0,05 standardavvikelser medan effekten på flickorna är liten och inte statistiskt signifikant.

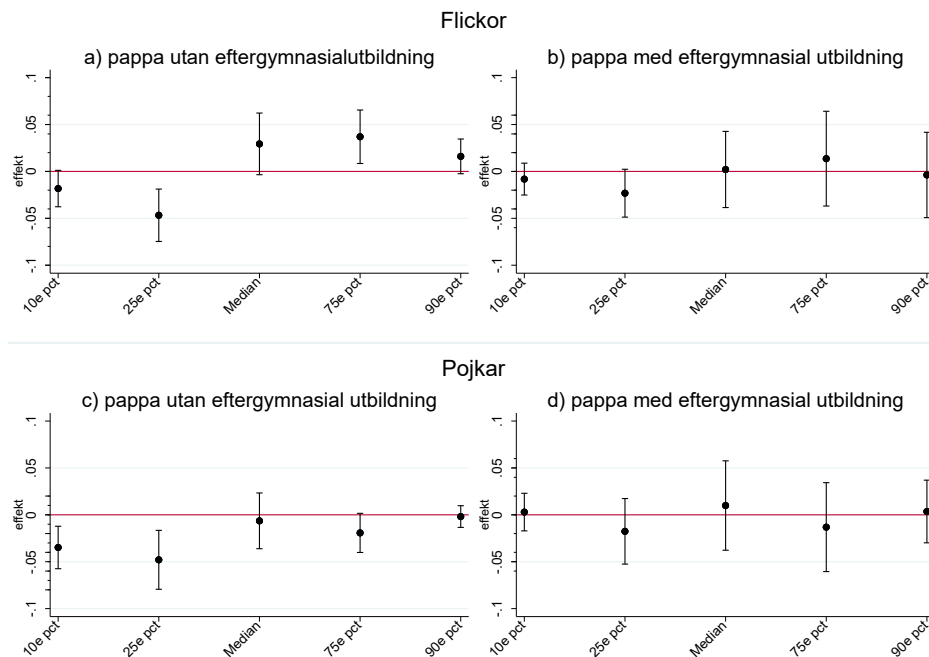
I kolumnerna (2) och (3) visas resultat separat för barn till pappor med och utan högskoleutbildning. Liksom tidigare är det pojkarnas betyg som påverkas, och det visar sig också att det är främst söner till högst gymnasieutbildade pappor som klarar sig sämre i skolan efter reformen. I genomsnitt försämras deras betyg med 0,07 (0,065) standardavvikelser, medan pojkar med högskoleutbildade pappor inte påverkas alls. För flickor är estimaten inte statistiskt signifikant skilda från noll oavsett pappans utbildning.

I kolumnerna (4)–(7) bryts reformeffekterna ned ytterligare också utifrån mammans utbildningsnivå. Det är för pojkar med två högst gymnasieutbildade föräldrar som reformeffekten är signifikant negativ, 0,06 standardavvikelser. Det tycks alltså vara så att överförandet av föräldraledighetsdagar från mammor till pappor oproportionerligt missgynnade pojkar med svagare socioekonomisk bakgrund. Eftersom vi inte finner några betydande skillnader i reformeffekter på föräldraledighetsuttaget mellan könen eller beroende på föräldrarnas utbildning är en tolkning att de skilda effekterna på pojkars och flickors betyg beror på skillnader i deras känslighet för förändringarna i föräldraledigheten snarare än på skillnader i förändringar i uttaget. Vi har också skattat separata modeller för betygen i matematik, teknik och naturvetenskapliga ämnen (STEM) och ämnesgruppen samhällsvetenskap och humaniora (HUMSAM). Dessa resultat rapporteras i Avdic m.fl. (2023) och tyder på att betygen i båda ämnesgrupperna påverkades negativt för söner till högst gymnasieutbildade pappor, även om effekten på STEM-ämnen är något större.

Effekterna på betygen som vi hittills har presenterat visar gruppgenomsnitt. Vi undersöker också hur barn i olika delar av betygsfördelningen påverkades. Dessa resultat finns i Figur 3 som visar punktskattningar och omgivande konfidensintervall för hur sannolikheten att få betyg som placerar eleven över en viss percentil av betygsfördelningen påverkades av reformen, för flickor och pojkar, beroende på pappans utbildningsnivå. Panel (c) visar resultaten för pojkar med

högst gymnasieutbildade pappor. Den negativa genomsnittliga effekten för denna grupp är koncentrerad i den lägsta fjärdedelen av betygsspridningen. Det är alltså de svagaste eleverna, resultatmässigt och socialt, som drabbas negativt av reformen och man kan ha i åtanke att barn till högst gymnasieutbildade och pojkar redan från början är överrepresenterade i den nedre halvan av betygsfördelningen. De återstående panelerna i Figur 3 visar mer blandade resultat. Medan effekterna på barn till högskoleutbildade pappor, rapporterade i panelerna (b) och (d), är jämnt fördelade över betygsspridningen, tyder mönstret för flickor vars pappor hade högst gymnasieutbildning i panel (a) på en icke-linjäritet. I den nedre delen av betygsfördelningen tycks också flickorna ha drabbats negativt och i samma utsträckning som pojkarna, medan reformen i stället har förbättrat resultaten för högpresterande flickor till högst pappor. Således döljer den genomsnittliga effekten som rapporteras i Tabell 2 betydande heterogenitet för denna grupp. En möjlig tolkning av resultaten är att det är svagpresterande barn, inte bara pojkar, som är särskilt känsliga för konsekvenserna av att överföra föräldradledighet från mammor till pappor.

Figur 3 Effekten av öronmärkning av föräldradledighetsdagar på sannolikheten att medelbetyget i årskurs 9 överstiger en viss percentil i betygsfördelningen, efter kön och föräldrarnas utbildning.



Not: Varje punkt representerar en skattning från en separat regression. Det omgivande intervallet visar ett 95%-igt konfidensintervall.

4.3 Intergenerationell överföring av färdigheter

De resultat som vi har presenterat hittills antyder att föräldraledighetsreformen 1995 ökade de sociala skillnaderna i skolresultat främst för pojkar. Reformen ser alltså ut att ha stärkt sambandet mellan pappors utbildningsbakgrund och söner-
nas skolresultat, ett samband som kan ses som ett mått på den intergenerationella humankapitalkorrelationen. Vi undersöker detta samband direkt genom att interagera vår RD-DD-modell med ett standardiserat mått på pappans kognitiva förmåga från den militära mönstringen. Det innebär att vi jämför resultatskillnader mellan barn födda på ömse sidor om årsskiften, för pappor med olika nivåer av kognitiva och icke-kognitiva förmågor mellan reformkohorten och kontrollkohorterna, och att vi kan se hur reformen påverkar barn, beroende på pappans kognitiva förmåga.

Resultaten presenteras i Tabell 3, där kolumnerna (1)–(3) visar resultat för alla, enbart pojkar, respektive enbart flickor. De två första raderna i tabellen redovisar punktskattningar för de variabler som är de viktigaste faktorerna i vår RD-DD-modell: slutet av året-indikatorn, r , som mäter effekten av att vara född tidigt jämfört med sent på året, och reformårsindikatorn, T , som mäter effekten av att tillhöra reformkohorten. Slutet av året-indikatorn har ett positivt och statistiskt signifikant estimat, vilket avspeglar att barn födda tidigare på året har, i genomsnitt, bättre skolavgångsbetyg.

Reformårsindikatorn, T , har ett positivt estimat, men nära noll, vilket innebär att reformårskohorten i genomsnitt har något bättre betyg än tidigare kohorter. Den tredje raden i tabellen motsvarar våra huvudresultat i Tabell 2, vilka visar att reformen hade en negativ effekt på barns betyg, särskilt för pojkar. Resultatet skiljer sig något från dem i Tabell 2 eftersom vi här har ett begränsat urval i och med att vi bara har uppgifter om pappornas förmågor för ca 80 procent av barnen.

Den fjärde raden i tabellen presenterar skattningen av den övergripande humankapitalkorrelationen mellan barns skolbetyg och pappans kognitiva förmåga. Den skattade koefficienten för denna variabel är starkt positiv, vilket återspeglar att pappor med högre kognitiva färdigheter tenderar att ha barn med högre betyg. Skattningen av korrelationen är 0,25 för både pojkar och flickor, vilket är i linje med resultat från Grönqvist m.fl. (2017). De följande två raderna i Tabell 3 presenterar interaktioner mellan pappans kognitiva färdigheter och slutet av året-indikatorn, r , och reformårsindikatorn, T . Skattningarna som rapporteras tyder på att barn vars pappor har en högre kognitiv förmåga inte har ytterligare fördelar av att födas tidigt på året, jämfört med dem vars pappor har en lägre kognitiv förmåga. Resultatet som visas i den sjätte (näst sista) raden tyder på att det finns en liten men statistiskt signifikant minskning i det inter-

generationella sambandet mellan pappors kognitiva förmåga och söners skolresultat för hela reformkohorten, T , jämfört med kontrollårsgrupperna.

Tabell 3 Effekter av öronmärkt föräldraledighet på korrelationen mellan barns medelbetyg i årskurs 9 beroende på pappors kognitiva förmåga: den intergenerationella humankapitalkorrelationen

	(1) Alla	(2) Pojkar	(3) Flickor
r	0,144*** (0,009)	0,148*** (0,012)	0,142*** (0,013)
T	0,033** (0,013)	0,012 (0,019)	0,024 (0,020)
$r \times T$	-0,030* (0,018)	-0,054** (0,025)	-0,013 (0,026)
Pappas kognitiva förmåga	0,254*** (0,007)	0,249*** (0,009)	0,252*** (0,010)
$r \times$ Pappas kognitiva förmåga	0,005 (0,009)	0,004 (0,012)	0,014 (0,013)
$T \times$ Pappas kognitiva förmåga	-0,034** (0,014)	-0,046** (0,019)	-0,018 (0,019)
$r \times T \times$ Pappas kognitiva förmåga	0,037* (0,019)	0,074*** (0,026)	-0,002 (0,027)
Antal observationer	249 999	127 804	122 195

Not: Estimat skattade med RD-DD-modell med linjär kontrollfunktion och triangulära vikter på urval av barn födda 6 månader på vardera sidan om årsskiftena 1991/92–1994/95, baserat på information om exakt födelsedag. Kontrollvariabler inkluderar förutbestämda variabler i Tabell 1. Robusta standardfel inom parentes. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$.

Fokus för denna analys är effekten av reformen på styrkan på den intergenerationella humankapitalkorrelationen, dvs. sambandet mellan pappors kognitiva förmåga och deras barns skolresultat, som visas i tabellens näst sista rad. Estimatet för alla barn, i den första kolumnen, är relativt litet i storlek och marginellt statistiskt signifikant på 10-procentsnivån. Detta estimat döljer dock betydande skillnader beroende på barnets kön. Medan punkttestimatet 0,07 för pojkar är stort i förhållande till den genomsnittliga korrelationen på cirka 0,25 och statistiskt signifikant, är det motsvarande estimatet för flickor är mycket nära noll. Vi tolkar detta som att reformen ledde till en ökning av den intergenerationella humankapitalkorrelationen för pojkar med cirka 30 procent.

Om man jämför effekten för barn vid medelvärdet av pappors kognitiva förmåga som visas på den tredje raden, kan vi se att pojkar vars pappors kognitiva färdigheter ligger över standardavvikelse över medelvärdet till och med kan ha gynnats av föräldraledighetsreformen eftersom den kombinerade nettovinsten (-0,054+0,074) är positiv, även om den sannolikt inte är signifikant. Vi tolkar dessa resultat som stöd för hypotesen att skillnader i kvaliteten på tidsinvest-

eringarna av den föräldralediga fadern skulle kunna ligga bakom en del av effekterna av föräldraledighetsreformen 1995 på pojkarnas skolresultat.

Vi har i Avdic m.fl. (2023) också skattat effekter på andra intergenerationella humankapitalkorrelationer. Vi kan visa att korrelationen mellan barnens och deras farbröders förmågor inte påverkas av föräldraledighetsreformen för vare sig pojkar eller flickor. Detta resultat stärker hypotesen att de effekter vi dokumenterar beror på pappans tidsinvesteringar, det vill säga att de är en följd av förändrad kontakt mellan pappan och barnet. Vi har också skattat reformeffekten på korrelationen mellan pappors icke-kognitiva förmågor och barns betyg. Resultaten visar att det inte finns några betydande effekter av föräldraledighetsreformen på detta samband, vilket skulle kunna tyda på att det är via förändrad kognitiv stimulans betygen påverkats.

5 Möjliga förklaringar till resultaten

Resultaten som presenterades i föregående avsnitt visade hur öronmärkningen av dagar i föräldraförsäkringen 1995 påverkade barns grundskolebetyg. I detta avsnitt skiftar vi fokus till att undersöka potentiella mekanismer som ligger bakom dessa effekter. Vi börjar med att studera familjestabilitet, som tidigare visats påverkas av reformen, och familjestorlek, d.v.s. de påverkade barnen får fler syskon. Därefter undersöker vi om reformen hade effekter på barnens psykiska hälsa eller om det finns tecken på vad som skulle kunna tolkas som att reformen påverkat via att ändra föräldrarnas roller som förebilder för sina barn.

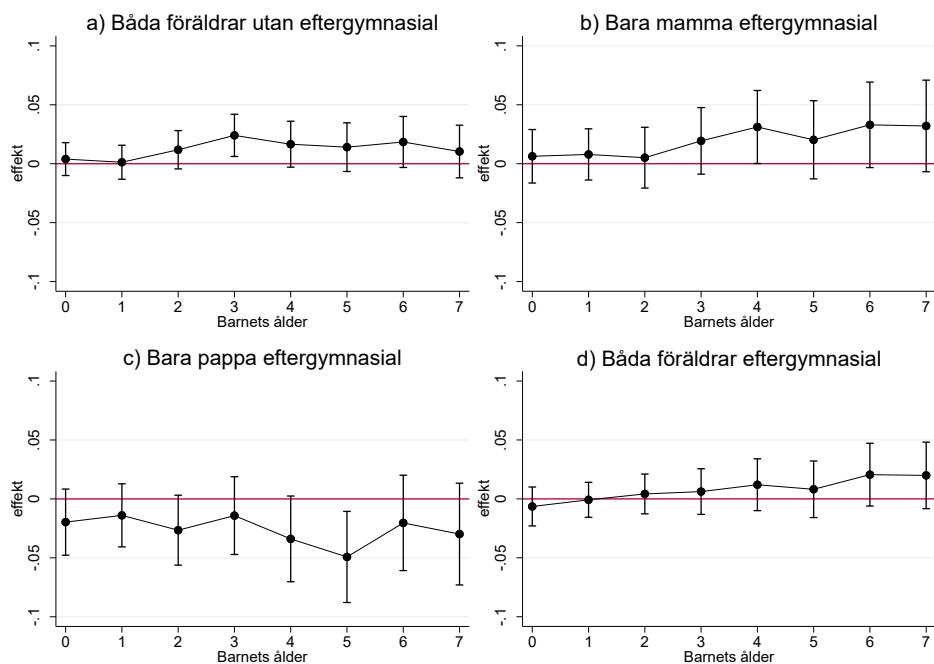
5.1 Familjestabilitet

Vi börjar med att undersöka familjestabilitet, som tidigare har utforskats i Avdic och Karimi (2018). De dokumenterar en ökning av sannolikheten för att par skiljer sig på grund av 1995-reformen, men de undersöker inte skillnader med avseende på föräldrarnas utbildningsnivå. Föräldrarnas utbildningsnivå skulle kunna påverka reformens genomslag på familjestabiliteten via familjens ekonomiska situation, föräldrarnas anknytning till arbetsmarknaden eller via sociala eller utbildningsrelaterade skillnader i könsnormer och förväntningar kring pappors och mammors ansvar för barn. Om mer traditionella uppfattningar om könsnormer är koncentrerade bland lägre utbildade föräldrar eller om dessa föräldrar möter fler begränsningar eller skepsis till pappaledighet på sina arbetsplatser eller i sin omgivning, skulle vi förvänta oss att se en ökning av skilsmässofrekvensen i familjer med högst gymnasieutbildade föräldrar.

Vid tidpunkten för reformen resulterade en skilsmässa vanligtvis i att barnet sedan bodde hos mamman. Om omfördelningen av föräldraledighet från mam-

man till pappan leder till skilsmässa, skulle det alltså kunna innebära att barn får sämre tillgång till sin pappa och kanske mindre föräldratid. Detta skulle kunna vara negativt för den kognitiva utvecklingen och skolresultaten. Omfördelningen av dagar till pappan behöver emellertid inte leda till konflikt utan skulle också kunna innebära att pappan investerar mer tid i de gemensamma barnen vilket i stället kan öka familjens stabilitet. I så fall skulle vi förvänta oss att observera färre skilsmässor och förbättrade skolresultat hos barnen.

Figur 4 Effekter av öronmärkt föräldaledighet på sannolikheten att föräldrarna har separerat efter barnets ålder och föräldrarnas utbildning



Not: Varje punkt representerar en skattning från en separat regression. Det omgivande intervallet visar ett 95%-igt konfidensintervall.

För att undersöka denna fråga skattar vi vår RD-DD-modell med indikatorer för om föräldrarna är separerade vid olika tidpunkter efter barnets födelse som utfall. Figur 4 presenterar dessa resultat för var och en av de fyra utbildningsgrupperna. Resultaten tyder på att reformen leder till högre risk för separationer under barnets första sju levnadsår i familjer med högst gymnasieutbildade pappor (panel +p(a) och (b)). Det finns en signifikant ökning av separationsrisken när barnet är tre år gammalt, varefter den skattade koefficienten minskar. I föräldrapar med en högst gymnasieutbildad pappa och en högskoleutbildad mamma (panel b) ökar risken för separation över tid, även om konfidensintervallen är stora. Detta antyder att skillnader i föräldrarnas utbildning, men kanske även ekonomiska

situation och olika attityder till pappaledighet på arbetsplatsen kan vara faktorer som bidrar till ytterligare friktioner i förhållandet.

För föräldrapar med en högskoleutbildad pappa och en högst gymnasieutbildad mamma i panel (c) ser reformen i stället ut att ha minskat risken för separation, medan påverkan på familjer med två högskoleutbildade föräldrar (panel d) inte är signifikant skild från noll.

En möjlig slutsats från dessa resultat är att skilda reformeffekter på barns betyg delvis kan vara en konsekvens av skilda förändringar i pappors tidsinvesteringar. Särskilt kan pappor med högst gymnasieutbildning ha blivit mer frånvarande som en följd av fler skilsmässor, vilket kan ha bidragit till den negativa betygseffekten för deras söner. En tolkning av att vi inte hittar några negativa effekter av reformen för barn med högskoleutbildade mammor är att högutbildade mammor möjligen har bättre förutsättningar att kompensera för en frånvarande pappa än mammor med högst gymnasieutbildning.

5.2 Familjestorlek

Ett ytterligare sätt på vilket 1995-reformen kan ha påverkat barns betyg är genom en ökad sannolikhet att få ytterligare syskon. Eftersom tid är en begränsad resurs, kommer ytterligare barn i hushållet att leda till konkurrens om tillgänglig föräldratid. Detta samband undersöks i Avdic m.fl. (2023) där vi kan konstatera att familjestorleken visserligen ökar signifikant som en följd av reformen, men att effekterna är så små att betydelsen för barns uppväxtmiljö rimligen är försumbar.

Resultaten tyder på att bara tre av hundra föräldrapar fick ytterligare barn på grund av föräldraledighetsreformen. Vår tolkning är därför att effekterna på familjestorlek och påföljande inverkan på föräldrarnas tidsinvesteringar som mest kan ha spelat en ytterst marginell roll för att förklara försämringen av betygen.

5.3 Barns psykiska hälsa

Konflikter kring uppdelning av föräldraledighet kan ligga bakom den ökade risken för skilsmässa. Skilsmässa kan leda till mindre tid med pappa om barnet bor med mamman, men konflikterna som uppstått kan också i sig påverka uppväxtmiljön negativt och inverka negativt på barns psykiska hälsa (Bertrand och Pan 2013). För att analysera denna kanal som möjlig förklaring till försämrade betyg skattas i Avdic m.fl. (2023) effekten av reformen på en indikator för om barn förskrivits läkemedel mot ADHD, ångest eller depression eller vårdats på

sjukhus för diagnoser relaterade till psykisk sjukdom eller beteenderelaterad problematik.¹¹

Det finns inte några märkbara effekter på barns psykiska hälsa inom de grupper där skilsmässorisen har ökat, vilket tolkas som det är mer troligt att den negativa effekten på betygen beror på förändrade tidsinvesteringar och minskad kognitiv stimulans än på konflikter och oro i hemmet.

5.4 Förändrade förebilder

När föräldraledigheten fördelas om från mamman till pappan är det möjligt att pappans roll som förebild för sina barn påverkas. En sådan förändring skulle kunna bidra till att förklara de effekter vi finner på betygen. Vi försöker komma åt detta genom att undersöka om barnens betyg påverkas särskilt inom ämnen som överensstämmer med pappans studieinriktning genom att skapa separata genomsnittsbetyg dels för ämnen inom naturvetenskap, teknik och matematik (STEM), dels för ämnen inom samhällsvetenskap, humaniora och konst (HUMSAM). Vi delar sedan in papporna efter motsvarande utbildningsinriktningar och undersöker effekten av reformen på genomsnittsbetygen för de två ämnesområdena separat för flickor och pojkar, men också för pappor med och utan högskoleutbildning.

Resultaten visas i Tabell 4. Om pappans roll som förebild hade stärkts (försvagats) av reformen skulle vi förvänta oss att barnens ämnesspecifika betyg inom pappans studieinriktning skulle höjas (sänkas). Mer tid med pappa borde alltså innebära att diagonalen i varje 2x2 koefficientmatris i tabellen ska vara positiv, särskilt för pappor med högskoleutbildning, där utbildningsinriktningarna mer tydligt svarar mot de olika betygen. Dessutom förväntar vi oss att koefficienterna utanför diagonalen är negativa om mer tid med pappa gör att barnet får mindre stimulans inom andra ämnesområden än pappans. Resultaten visar emellertid en blandad bild: å ena sidan verkar pojkars STEM-betyg bli högre om pappan har en utbildning inom detta område. Å andra sidan är alla andra punkt-estimat i tabellen statistiskt obetydliga och saknar ett tydligt mönster. Om något verkar det som att högskoleutbildade pappor med en STEM-utbildning förbättrar sina söners betyg oavsett ämnestyp, medan motsatsen gäller för fäder med en HUMSAM-bakgrund. Vi finner alltså inget tydligt tecken på att det är pappans roll som förebild inom olika ämnesområden som driver betygsresultaten.

¹¹ Indikatoren skapas på basis av uppgifter om barnens hälso- och sjukvårdskonsumtion från patient- och läkemedelsregistren när de är i åldrarna 14–16 år.

Tabell 4 Effekter av öronmärkningen av föräldraledighet på ämnesspecifika betyg uppdelat på pappans utbildningsinriktning motsvarande naturvetenskap, teknik och matematik (STEM) respektive samhällsvetenskap, humaniora och konst (HUMSAM)

	Pappa ej eftergymnasial		Pappa eftergymnasial	
	(1) HUMSAM	(2) STEM	(3) HUMSAM	(4) STEM
<i>Alla</i>				
Betyg, HUMSAM	-0,004 (0,036)	-0,013 (0,027)	-0,052 (0,063)	0,022 (0,059)
Betyg, STEM	-0,009 (0,034)	-0,023 (0,026)	-0,018 (0,046)	0,072 (0,045)
Antal observationer	218 904	218 904	86 847	86 847
<i>Pojkar</i>				
Betyg, HUMSAM	-0,003 (0,045)	-0,050 (0,041)	-0,103 (0,085)	0,086 (0,085)
Betyg, STEM	-0,006 (0,041)	-0,055 (0,038)	-0,088 (0,059)	0,180*** (0,065)
Antal observationer	111 744	111 744	44 409	44 409
<i>Flickor</i>				
Betyg, HUMSAM	-0,031 (0,056)	0,032 (0,035)	-0,020 (0,093)	-0,040 (0,080)
Betyg, STEM	-0,027 (0,053)	0,014 (0,033)	0,057 (0,069)	-0,051 (0,062)
Antal observationer	107 160	107 160	42 438	42 438

Not: Estimat skattade med RD-DD-modell med linjär kontrollfunktion och triangulära vikter på urval av barn födda 6 månader på vardera sidan om årsskiftena 1991/92–1994/95, baserat på information om exakt födelsedag. Kontrollvariabler inkluderar förutbestämda variabler i Tabell 1. Robusta standardfel inom parentes. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$.

6 Slutsatser

De resultat vi har presenterat i denna rapport stöder tesen att föräldrars tidsinvesteringar är betydelsefulla för barns utveckling och skolresultat. Särskilt tyder våra resultat på att pappors tidsinvesteringar, närvaro, utbildning och kognitiva färdigheter är viktiga för i synnerhet pojkars skolresultat. Vi visar att reformen innebär en omfördelning av föräldraledighet från mammor till pappor på ett likartat sätt, oavsett föräldrarnas utbildningsnivå, men att detta tycks ha påverkat förut-sättningarna för humankapitalutveckling på olika sätt i olika familjetyper.

Medan reformen hade en begränsad negativ effekt på skolresultaten i allmänhet, innebär den att pojkar med högst gymnasieutbildade pappor försämrade sina årskurs-9-betyg med 0,07 standardavvikelse, vilket medförde att det intergenerationella sambandet mellan pappors kognitiva förmågor och söners skolresultat stärktes med 30 procent. Motsvarande negativa genomsnittseffekter återfinns inte bland flickor.

En möjlig förklaring till resultaten kan vara att reformen ökade risken för skilsmässa i familjer med högst gymnasieutbildade pappor, men i stället minskade denna risk om pappan hade högskolutbildning. För vissa barn innebar alltså reformen, förutom de 30 öronmärkta dagarna, att pappa kan ha blivit mindre närvarande under uppväxten, medan andra barn i stället fick större tillgång till sin pappa. Eftersom reformen inte påverkade barns psykiska hälsa, är det mer troligt att de negativa effekterna på skolresultaten bland pojkar med högst gymnasieutbildade föräldrar berodde på sämre kognitiv stimulans till följd av minskade föräldrainvesteringar, av försämrad kvalitet, när tid med mamma först ersattes av tid med pappa och när mamman sedan inte hade förutsättningar att kompensera för en mer frånvarande pappa än att de orsakades av allvarliga konflikter i samband med skilsmässan.

Resultaten stärker alltså bilden av att pojkar överlag är mer känsliga för uppväxtförhållanden (Autor m.fl. 2019; Bertrand och Pan 2013), men när vi undersöker effekter av reformen i olika delar av betygsfördelningen tycks även svagpresterande flickor vara känsliga. Vi undersöker också pappans roll som förebild för utvecklandet av kunskaper inom olika ämnesområden. Resultaten tyder på att söner vars pappor hade en högskoleutbildning inom naturvetenskap, teknik eller matematik förbättrade sina betyg i motsvarande ämnen, men också i andra ämnen och att det således inte finns något tydligt stöd för att fäders roll som förebild stimulerar barns utveckling inom ett visst ämnesområde.

Resultaten visar alltså att pojkars (och svagpresterande flickors) skolresultat försämras i den typ av familjer där reformen ökade risken för skilsmässa, och samtidigt att det finns tecken på att pojkars skolresultat stärks om pappan har en högskoleutbildning med inriktning mot naturvetenskap, teknik och matematik.

Sammantaget pekar detta på att både kvantitet och kvalitet i tid med pappa spelar roll för barns utveckling. Även om vi inte kan vara säkra på de underliggande orsakerna till de ökade skilsmässoriskerna är det möjligt att konflikter kring könsnormer hemma eller på arbetsplatsen kan ha bidragit. Denna oönskade konsekvens av reformen gör att det är centralt för framtida forskning att studera i vilken utsträckning familjepolitik och incitament för mer jämn fördelning av föräldraledigheten kan bidra till att förändra normer och förväntningar på längre sikt och på så sätt också bidra till familjestabilitet och positiva konsekvenser även för barn med lägre utbildade föräldrar.

Referenser

- Autor, David, David Figlio, Krzysztof Karbownik, Jeffrey Roth och Melanie Wasserman. (2019). "Family disadvantage and the gender gap in behavioral and educational outcomes". *American Economic Journal: Applied Economics* 11 (3): 338–81.
- Avdic, Daniel, och Arizo Karimi. (2018). "Modern family? Paternity leave and marital stability". *American Economic Journal: Applied Economics* 10 (4): 283–307.
- Avdic, Daniel, Arizo Karimi, Elin Sundberg, och Anna Sjögren. (2023). "Paternity leave and child outcomes". IFAU WP 2023:25. IFAU – Institutet för arbetsmarknads- och utbildningspolitisk utvärdering, Uppsala.
- Baker, Michael, och Kevin Milligan. (2008). "How does job-protected maternity leave affect mothers' employment?" *Journal of Labor Economics* 26 (4): 655–91.
- Becker, Gary S, och Nigel Tomes. (1986). "Human capital and the rise and fall of families". *Journal of Labor Economics* 4 (3, Part 2): S1–39.
- Bertrand, Marianne, och Jessica Pan. (2013). "The trouble with boys: Social influences and the gender gap in disruptive behavior". *American Economic Journal: Applied Economics* 5 (1): 32–64.
- Black, Sandra E, Paul J Devereux och Kjell G Salvanes. (2011). "Too young to leave the nest? The effects of school starting age". *The Review of Economics and Statistics* 93 (2): 455–67.
- Carneiro, Pedro, Katrine V Løken och Kjell G Salvanes. (2015). "A flying start? Maternity leave benefits and long-run outcomes of children". *Journal of Political Economy* 123 (2): 365–412.
- Cools, Sara, Jon H Fiva och Lars J Kirkebøen. (2015). "Causal effects of paternity leave on children and parents". *The Scandinavian Journal of Economics* 117 (3): 801–28.
- Cunha, Flavio, och James Heckman. (2007). "The technology of skill formation". *American Economic Review* 97 (2): 31–47.
- Cunha, Flavio, James J Heckman, Lance Lochner och Dimitriy V Masterov. (2006). "Interpreting the evidence on life cycle skill formation". *Handbook of the Economics of Education* 1: 697–812.

- Currie, Janet, och Douglas Almond. (2011). "Human capital development before age five". I *Handbook of labor economics*, 4:1315–1486. Elsevier.
- Dahl, Gordon B, Katrine V Løken, Magne Mogstad och Kari Vea Salvanes. (2016). "What is the case for paid maternity leave?" *Review of Economics and Statistics* 98 (4): 655–70.
- Danzer, Natalia, och Victor Lavy. (2018). "Paid parental leave and children's schooling outcomes". *The Economic Journal* 128 (608): 81–117.
- Del Bono, Emilia, Marco Francesconi, Yvonne Kelly och Amanda Sacker. (2016). "Early maternal time investment and early child outcomes". *The Economic Journal* 126 (596): F96–135.
- Doepke, Matthias, och Fabrizio Zilibotti. (2017). "Parenting with style: Altruism and paternalism in intergenerational preference transmission". *Econometrica* 85 (5): 1331–71.
- Druehdahl, Jeppe, Mette Ejrnæs och Thomas H Jørgensen. (2019). "Earmarked paternity leave and the relative income within couples". *Economics Letters* 180: 85–88.
- Duvander, Ann-Zofie, och Mats Johansson. (2012). "What are the effects of reforms promoting fathers' parental leave use?" *Journal of European Social Policy* 22 (3): 319–30.
- Ekberg, John, Rickard Eriksson och Guido Friebel. (2013). "Parental leave. A policy evaluation of the Swedish daddy-month reform". *Journal of Public Economics* 97: 131–43.
- Eriksson, Rickard. (2005). "Parental leave in Sweden: The effects of the second daddy month". Working Paper 9/2005. Swedish Institute for Social Research (SOFI).
- Farré, Lidia m.fl. (2022). "Changing gender norms across generations: Evidence from a paternity leave reform". Department of Economics and Business, Universitat Pompeu Fabra.
- Fiorini, Mario, och Michael P Keane. (2014). "How the allocation of children's time affects cognitive and noncognitive development". *Journal of Labor Economics* 32 (4): 787–836.
- Francesconi, Marco, och James J Heckman. (2016). "Child development and parental investment: Introduction". *The Economic Journal* 126 (596): F1–27.

- Fredriksson, Peter, och Björn Öckert. (2014). "Life-cycle effects of age at school start". *The Economic Journal* 124 (579): 977–1004.
- Ginja, Rita, Jenny Jans och Arizo Karimi. (2020). "Parental leave benefits, household labor supply, and children's long-run outcomes". *Journal of Labor Economics* 38 (1): 261–320.
- González, Libertad, och Hosny Zoabi. (2021). "Does paternity leave promote gender equality within households?". *Economics Working Papers* 1806. Department of Economics and Business, Universitat Pompeu Fabra.
- Gould, Eric D, Avi Simhon och Bruce A Weinberg. (2020). "Does parental quality matter? Evidence on the transmission of human capital using variation in parental influence from death, divorce, and family size". *Journal of Labor Economics* 38 (2): 569–610.
- Grönqvist, Erik, Björn Öckert och Jonas Vlachos. (2017). "The intergenerational transmission of cognitive and noncognitive abilities". *Journal of Human Resources* 52 (4): 887–918.
- Guryan, Jonathan, Erik Hurst och Melissa Kearney. (2008). "Parental education and parental time with children". *Journal of Economic perspectives* 22 (3): 23–46.
- Johnsen, Julian, Hyejin Ku och Kjell G Salvanes. (2020). "Competition and career advancement: The hidden costs of paid leave". Discussion Paper No. 13/20, Department of Economics, Norwegian School of Economics (NHH).
- Kalil, Ariel, Magne Mogstad, Mari Rege och Mark E Votruba. (2016). "Father presence and the intergenerational transmission of educational attainment". *Journal of Human Resources* 51 (4): 869–99.
- Liu, Qian, och Oskar Nordström Skans. (2010). "The duration of paid parental leave and children's scholastic performance". *The BE Journal of Economic Analysis & Policy* 10 (1).
- Parker, Kim, och Wendy Wang. (2013). "Modern parenthood". *Pew Research Center's Social & Demographic Trends Project* 14.
- Rasmussen, Astrid Würtz. (2010). "Increasing the length of parents' birth-related leave: The effect on children's long-term educational outcomes". *Labour Economics* 17 (1): 91–100.
- Rossin, Maya. (2011). "The effects of maternity leave on children's birth and infant health outcomes in the United States". *Journal of Health Economics* 30 (2): 221–39.

Rossin-Slater, Maya. (2018). "Maternity and family leave policy". *The Oxford Handbook of Women and the Economy*, 323.

SOU 2011:51. *Fortsatt Föräldrar – om ansvar, ekonomi och samarbete för barnets skull*. Betänkande av Utredningen om ekonomi och föräldrasamarbete vid sårlevnad.

Tamm, Marcus. (2019). "Fathers' parental leave-taking, childcare involvement and labor market participation". *Labour Economics* 59: 184–97.

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