

Skilsmässolagstiftning och barns långsiktiga utfall

Edvin Hertegård

Skilsmässolagstiftning och barns långsiktiga utfall^a

av

Edvin Hertegård^b

2024-06-14

Sammanfattning

Svensk skilsmässolagstiftning är bland den mest liberala i världen, men har samtidigt bibehållit en obligatorisk betänketid för föräldrar som vill skilja sig. I rapporten undersöks hur skilsmässolagar påverkar barns långsiktiga utbildningsutfall genom att utvärdera 1974 års reform av svensk skilsmässolagstiftning. Reformen innebar en omfattande liberalisering av skilsmässoprocessen, men införde också en 6 månaders obligatorisk betänketid för föräldrar med barn under 16 års ålder. Studien använder sig av en kvasi-experimentell metod för att skatta orsakssamband och jämför barn som, genom sitt födelseår och sin familjesituation, påverkades mer eller mindre av reformens båda beståndsdelar. Utvärderingen av liberaliseringsdelen av reformen tyder på att liberaliserad skilsmässolagstiftning minskar barns sannolikhet att uppnå en gymnasieexamen. Utvärderingen av betänketiden visar att barn i familjer som berörs under längre tid av denna har 18,8 % lägre risk att uppleva skilsmässa under barndomen. Dessutom har barn som omfattas längre av betänketiden 1,8 % högre sannolikhet att uppnå en gymnasieexamen. Studien visar att skilsmässolagstiftning har stor påverkan på familjer, både genom skilsmässobeslut och beteendeförändringar inom äktenskapet.

^a Rapporten är en sammanfattning av IFAU WP 2024:11. Jag tackar Caroline Hall, Hans Grönqvist, Helena Svaleryd, Per Johansson, Simon Ek, Peter Nilsson, Erik Grönqvist, Georg Graetz, Peter Sandholt Jensen, Douglas Almond, Lena Edlund, Jan Stuhler, Jonathan Gruber, Misty Heggeness, Pierre-André Chiappori, Helmut Rainer, Eva Mörk och Märten Palme för deras värdefulla kommentarer. Samt Handelsbankens forskningsstiftelse (DNR W23-0004) för finansiering.

^b edvin.hertegard@sofi.su.se. SOFI, Stockholms universitet.

Innehållsförteckning

1	Inledning.....	3
2	Relaterad litteratur.....	6
3	Reformen år 1974.....	7
4	Data och metod.....	8
4.1	Datakällor och urval.....	8
4.2	Metod.....	9
4.3	Beskrivande statistik.....	10
5	Resultat.....	12
5.1	Reformens effekter på skilsmässor och äktenskap.....	12
5.2	Utvärderingen av liberaliseringsdelen.....	13
5.3	Utvärderingen av betänketiden.....	17
5.4	Påverkas olika grupper av barn olika av betänketiden?.....	23
6	Känslighetsanalyser.....	27
7	Mekanismer.....	31
7.1	Föräldrars arbetskraftsutbud.....	31
7.2	Sambandet mellan barns och föräldrars utbildningsutfall.....	32
7.3	Barns färdigheter vid mönstringen.....	33
7.4	Tonårsgraviditeter.....	35
8	Slutsats.....	37
	Referenser.....	38

1 Inledning

En betydande andel av alla barn i västvärlden är med om att föräldrarna skiljer sig eller separerar under barndomen (OECD 2018).¹ Den markanta ökningen av skilsmässor, som huvudsakligen började från 1960-talet och framåt, sammanföll i många länder med reformeringar av den existerande skilsmässolagstiftningen. Denna samhällseliga omdaning var så pass omfattande att sociologer myntade begreppet ”skilsmässorevolutionen” för att beskriva tidsperioden (Weitzman 1985). Trots att de flesta reformer under denna tid tenderade att liberalisera och förenkla skilsmässolagstiftningen är det mer regel än undantag att länderna som reformerade sin lagstiftning har bibehållit någon form av obligatorisk betänketid innan gifta par får slutföra sin skilsmässa. Denna skilsmässorestriktion motiveras ofta med vikten av att skydda gifta par och barn från konsekvenserna av förhastade skilsmässor.

Den här rapporten ämnar förbättra vår förståelse av denna samhällsförändring genom att studera effekterna av skilsmässolagstiftning på barns långsiktiga utfall. Mer specifikt studerar rapporten reformeringen av den svenska skilsmässolagstiftningen år 1974, vilken utgör en sällsynt möjlighet att studera hur institutionella faktorer rörande äktenskap påverkar barns utbildnings- och arbetsmarknadsutfall senare i livet. Reformen år 1974 innebar att den tidigare betänketiden för skilsmässa om minst ett år ersattes med restriktionsfri skilsmässa utan betänketid eller några krav på att uppge särskilda skäl som grund för skilsmässan. Utöver liberaliseringen infördes en obligatorisk betänketid för skilsmässa när bara en part vill skiljas eller när hushållet innefattar ett barn under 16 års ålder. Den nya lagens utformning möjliggör en utvärdering som separerar effekterna av reformens båda beståndsdelar (liberaliseringen och betänketiden). Rapportens huvudsakliga fokus är på att utvärdera betänketidens effekter på barns utfall senare i livet, men jag presenterar också resultat rörande effekterna av liberaliseringsdelen av reformen.²

Det finns en tydlig koppling mellan intakta äktenskap och tidsinvesteringar i barn (Le Forner 2020), finansiella resurser (Kearney 2023) och socialt stigma (Gerstel 1987), varför äktenskaplig instabilitet kan förväntas ha märkbara effekter på barn (Heckman 2000; Cunha m.fl. 2006; Heckman 2011). Kopplat till detta har en vetenskaplig litteratur vuxit fram som undersöker de kausala effekterna av skilsmässolagstiftning på barns utfall under barndomen och senare

¹ För Sverige finns det skattningar som tyder på att ca 30 % av alla barn upplever att föräldrarna separerar innan barnen har fyllt 18 år (SCB 2018).

² Jag fokuserar på utvärderingen av betänketiden är eftersom jag bedömer att den delen av reformen har störst policyrelevans. Det finns också tydligare kontroll- och behandlingsgrupper för denna del av reformen, vilket underlättar utvärderingen.

i livet (Gruber 2004; Heggenes 2020; Corradini och Buccione 2023). Att skatta sådana kausala effekter är dock en rejäl utmaning. Det kräver data som följer barn över längre tidsperioder och dessutom en metod som tar hänsyn till alla andra faktorer som kan samvariera med reformer av skilsmässolagstiftningen. Den svenska reformen av skilsmässolagstiftningen år 1974 utgör en sällsynt möjlighet att skatta orsakssamband, eftersom det finns data av god kvalitet och tydliga jämförelsegrupper.

Teoretisk forskning inom nationalekonomi och äktenskapsmarknader (t.ex. Chiappori m.fl. 2002) lyfter fram ett antal sätt som en betänketid för skilsmässa kan påverka existerande äktenskap: **i)** En betänketid kan leda till färre skilsmässor, eftersom den kan få par på gränsen till att skiljas att avstå eller ångra sitt beslut. **ii)** Den kan förändra förhandlingsstyrkan mellan parterna i förhållandet, då parten som är mest missnöjd med relationen får svårare att avsluta den. **iii)** Den kan leda till ökade investeringar inom familjen (exempelvis genom att föräldrarna tillbringar mer tid med barnen) eftersom en lägre risk för skilsmässa minskar behovet att planera inför ett eventuellt uppbrott. Skilsmässolagstiftningen kan alltså både påverka beslutet att skiljas och beteendet inom äktenskapet. Empiriskt är det svårt att särskilja dessa mekanismer från varandra, vilket innebär att den skattade effekten av skilsmässolagstiftningen ska tolkas som den sammanlagda effekten av alla mekanismer, och inte som en ren ”skilsmässoeffekt” på barns utfall.

Den empiriska analysen baseras på administrativa data från SCB. Mitt datamaterial innefattar 1,17 miljoner barn födda 1952–1964 och jag följer dem över sex årtionden. Skilsmässolagar kan förväntas påverka både barnafödande och äktenskapsbeslut. Av den anledningen begränsar jag utvärderingen till familjer med barn som var 10–22 år gamla vid reformens införande. Föräldrarna i dessa familjer kan antas vara mer sannolika att redan ha bestämt huruvida de ska vara gifta och hur många barn de ska sätta till världen, jämfört med föräldrar med yngre barn.

Reformen 1974 påverkade alla gifta par i Sverige, vilket gör det utmanande att hitta lämpliga jämförelsegrupper för att möjliggöra en utvärdering. Utvärderingen av liberaliseringsdelen av reformen baseras på en jämförelse mellan barn till ogifta och gifta föräldrar, där ogifta familjer inte anses vara direkt påverkade av den nya lagstiftningen. Den mer omfattande utvärderingen av betänketiden utgår i stället enbart ifrån gifta föräldrar och använder sig av det faktum att olika stor åldersskillnad mellan syskon ger upphov till skillnader i hur många år föräldrarna berörs av betänketiden. Intuitionen bakom den senare jämförelsen är att kontrastera utfallen hos barn som är födda samma år, men som till följd av åldersskillnaden till sina (eventuella) yngre syskon lever i familjer

som påverkas olika länge av betänketiden. Båda utvärderingarna använder sig också av så kallade "placebo-kohorter" av äldre barn som har samma familjestruktur men som var vuxna när reformen infördes och därmed inte påverkades under barndomen. Dessa barn används för att rensa bort eventuella skillnader mellan jämförelsegrupperna som fanns innan reformen trädde i kraft.

Resultaten indikerar att en mer liberal skilsmässolagstiftning under barndomen minskar sannolikheten att barnet uppnår en gymnasieexamen med 5,6 %. Utvärderingen av betänketiden visar att den skapar en tydlig minskning i risken för skilsmässa under tiden familjen omfattas (innan det yngsta barnet i familjen fyllt 16 år). Jag finner också att barn i familjer som omfattades av betänketiden under längre tid på grund av en större åldersskillnad mellan syskonen har en minskad risk att vara med om att föräldrarna skiljer sig under barndomen. Att omfattas av betänketiden under ca 5 år längre tid beräknas minska risken att uppleva skilsmässa under barndomen med 18,8 %. Betänketiden visar sig också ha effekter på barns långsiktiga utfall. Sannolikheten att uppnå en gymnasieexamen ökar med 1,8 % för barn som omfattats av betänketiden under fler uppväxtår.

Detaljerade data möjliggör en djupare analys av relaterade mekanismer som kan förklara resultaten än vad den tidigare litteraturen har kunnat undersöka för ett och samma urval: **i)** Mödrar som omfattas av betänketiden under fler år verkar minska sitt arbetskraftsutbud, vilket skulle kunna tyda på att mer tid läggs på att vara med barnen. **ii)** Samtidigt stärks sambandet mellan mödrar och barns utbildningsutfall i och med reformen. Detta stärker bilden av att föräldrar investerar mer tid i sina barn och överför mer kunskaper och färdigheter (så kallat "humankapital"). **iii)** Tester av unga mäns kognitiva och icke-kognitiva förmågor vid mönstringen visar på små men signifikanta öknings, vilket tyder på att föräldrainvesteringarna satte djupa spår även i barns förmågor. **iv)** Slutligen minskar betänketiden barnens risk att genomgå en tonårsgraviditet, vilket kan tyda på mer stabila hemförhållanden under uppväxten.

Resultaten i denna rapport visar att utformningen av skilsmässolagstiftning kan ha stor påverkan på barn, framför allt genom att påverka familjers beteende. Tolkningen av resultaten från denna och relaterade studier tyder på att huruvida de kausala effekterna av förändringar i lagstiftningen kring skilsmässor är positiva eller negativa för barns utfall senare i livet fundamentalt beror på hur reformerna ser ut och vilken typ av skilsmässor som berörs. Slutligen visar rapporten på vikten av att ha barn och effekter på deras långsiktiga utfall i åtanke när man utformar lagstiftning som åsyftar att påverka äktenskap och skilsmässor.

2 Relaterad litteratur

Den tidigare forskningen om effekten av skilsmässor och skilsmässolagstiftning på barns utfall finner generellt att skilsmässor eller mer liberal skilsmässolagstiftning leder till negativa (eller inga) effekter för barnen (t.ex. Piketty 2003; Gruber 2004; Björklund och Sundström 2006; Amato 2010; Cáceres-Delpiano och Giolito 2012; Frimmel m.fl. 2016; González och Viitanen 2018; Chen m.fl. 2019; Gould m.fl. 2020). Dessa studier varierar dock avsevärt när det gäller vilka utfall de studerar, den empiriska kontexten samt möjligheten att fånga orsaks-samband.

Mekanismerna relaterade till skilsmässor och skilsmässolagstiftning är svåra att fånga empiriskt, men den tidigare litteraturen har bl.a. undersökt kopplingen mellan skilsmässolagstiftning och gifta pars arbetsutbud, våld i hemmet och sparbetende (se t.ex. Stevenson och Wolfers 2006; Stevenson 2007; González och Özcan 2013, Fernández och Wong 2014; Voena 2015; Brassiolo 2016; García-Ramos 2021). Det finns också tydliga bevis för att barnens ålder vid skilsmässan spelar roll för senare utfall, då särskilt yngre barn verkar vara mer känsliga än äldre barn (Gould m.fl. 2020), men att negativa psykologiska effekter kopplade till föräldrarnas skilsmässa existerar även vid skilsmässor som händer under sena tonåren (Chen m.fl. 2019; Kravdal och Grundy 2019). Detta indikerar att skilsmässolagstiftning kan spela en betydande roll även för barn under sena tonåren.

Studier som har publicerats de senaste åren framhäver betydelsen av föräldrars tidsinvesteringar i sina barn, och rollen det har för att forma och lägga grunden för framtida livsutfall (se t.ex. Le Förner 2020; Gould m.fl. 2020; Ringdal och Sjursen 2021). Även här kan skilsmässolagstiftning påverka barns utfall indirekt genom att ha inverkan på äktenskapets stabilitet och hur mycket tid föräldrarna tillbringar med barnen.

Sammantaget ger den tidigare litteraturen en tydlig bild av att skilsmässolagstiftning kan ha olika påverkan beroende på den empiriska kontexten och vilka typer av skilsmässor som påverkas av den. Den här studien ämnar ge en heltäckande bild av effekterna av den svenska reformen år 1974 genom att analysera en mängd olika utfall och belysa flera relaterade mekanismer.

3 Reformen år 1974

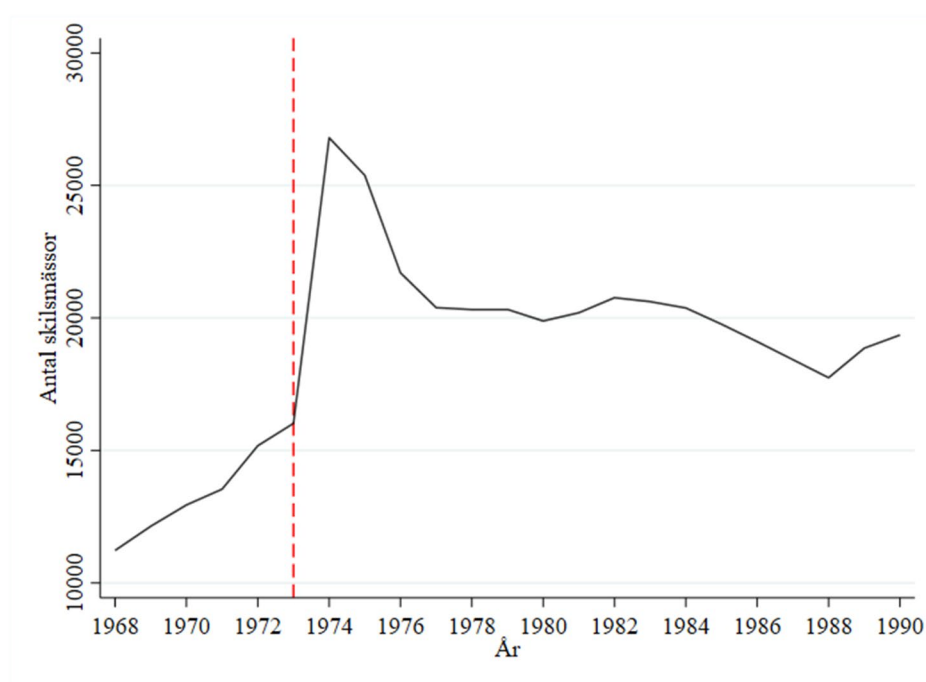
Sverige har sedan mitten av 1970-talet en av världens mest liberala skilsmässolagstiftningar (Jäterä-Jareborg 2014). År 1974 genomfördes en omfattande reformering av svensk skilsmässolagstiftning. Innan dess kunde gifta par genomgå en skilsmässa genom att ansöka om en hemskillnadsperiod (1-årig separation), som i sin tur föregicks av obligatorisk äktenskapsmedling.³ Utöver hemskillnad fanns det även särskilda grunder för skilsmässa, t.ex. otrohet, och om det fanns bevis för detta kunde skilsmässan ges via domstol utan att paret behövde genomgå hemskillnad.

Från 1 januari 1974 förenklades skilsmässoprocessen för gifta par avsevärt. Alla särskilda grunder för skilsmässa slopades, äktenskapsmedlingen blev frivillig och hemskillnadsåret ersattes med restriktionsfri skilsmässa utan betänketid. Reformen motiverades bl.a. med att kvinnors stigande arbetskraftsdeltagande ökade deras ekonomiska oberoende (SOU 1972:41). Trots emfasen på individens rätt att själv vara fri att välja att om den ska stanna kvar i sitt äktenskap infördes en 6-månaders betänketid för ensidig skilsmässa eller när ett barn under 16 års ålder bor i hushållet. Den här betänketiden finns kvar år 2024. Motiveringen bakom införandet av betänketiden var att skydda barn och gifta par från förhastade skilsmässor där äktenskapet skulle kunna räddas. Reformen anses brett ha orsakat den kraftiga ökningen i antalet skilsmässor som observerades i Sverige mellan år 1973 och 1974 (se Figur 1).

Samtida med reformeringen av skilsmässolagstiftningen år 1974 skedde många genomgripande reformer i det svenska samhället. Välfärdsstaten expanderade i rask takt, sambeskattningen avskaffades år 1971, föräldraförsäkringen infördes år 1974 och abortlagarna ändrades samma år. Andelen sammanboende par som var gifta var avsevärt annorlunda jämfört med i dag. Ca 88 % av alla sammanboende par var gifta år 1974. De samtida reformerna, och andra omvälvande samhällsförändringar, innebär att alla typer av policyutvärderingar som innefattar kohorter födda under dessa år bör baseras på en empirisk strategi som jämför individer födda under samma födelseår, för att minimera risken att utvärderingen fångar upp effekter av andra yttre faktorer.

³ Ca. 82 % av alla skilsmässor innan 1974 skedde efter obligatorisk äktenskapsmedling och 1-årig hemskillnad.

Figur 1 Antalet skilsmässor i Sverige åren 1968–1990.



Not: Den streckade röda linjen visar året före reformeringen av svensk skilsmässolagstiftning år 1974.

4 Data och metod

4.1 Datakällor och urval

Den huvudsakliga datakällan i rapporten är Statistiska centralbyråns *Registret över totalbefolkningen (RTB)* och andra länkade register. Dessa data innehåller bl.a. information om individers civilstånd, familjelänkar, utbildningsnivå och arbetsmarknadsutfall. Av yttersta vikt för denna utvärdering är information om individers civilstånd från år 1969 och framåt, vilket möjliggör en utvärdering av reformen år 1974 i termer av skilsmässoutfall.

Reformen år 1974 kan förväntas ha påverkat individers beslut att gifta sig liksom beslut om barnafödande inom familjer. Eftersom detta kan ha direkta effekter på äldre syskon begränsar jag utvärderingen till familjer som förväntas ha passerat barnafödande ålder (barnens ålder är 10–22 år 1974). Jag begränsar även urvalet till föräldrar som var gifta år 1970, fyra år innan reformen genomfördes. Det huvudsakliga urvalet av barn som ingår i analysen av betänketiden uppgår till 1 168 874 barn födda åren 1952–1964. Analysen av

liberaliseringsdelen av reformen inkluderar även de (relativt få) 9 805 barn födda åren 1952–1964 med ogifta föräldrar år 1970.

4.2 Metod

Metoden för att skatta orsakssamband relaterade till reformen år 1974 är en s.k. ”difference-in-differences”-metod (eller ”skillnad i skillnader”), där avsikten är att skapa jämförelsegrupper som är mer eller mindre påverkade av reformens båda beståndsdelar. För liberaliseringsdelen av reformen baseras utvärderingen på att jämföra utfallen hos barn med gifta och ogifta föräldrar, där barn till ogifta föräldrar inte är direkt påverkade av reformen. För utvärderingen av betänketiden baseras jämförelsen i stället på barn till gifta föräldrar med olika åldersskillnad till det yngsta barnet i syskonskaran. En given familj påverkas av betänketiden så länge minst ett barn i hushållet är under 16 år. Eftersom det yngsta barnets ålder avgör hur länge familjen berörs av betänketiden kan åldersskillnad mellan syskon användas för att få fram så kallad ”kvasi-experimentell” variation (dvs. variation som kan användas för att skatta kausala effekter) i hur länge familjen exponeras för 6 månaders betänketid för skilsmässa. Utvärderingen av reformens båda beståndsdelar använder sig även av så kallade ”placebo-kohorter”, med samma familjestruktur som barnen i utvärderingen men som precis blivit vuxna vid reformens införande år 1974. Dessa kohorter används för att rensa bort eventuella skillnader mellan jämförelsegrupperna som fanns redan innan reformen genomfördes.

Mer specifikt går den empiriska strategin för utvärderingen av betänketiden ut på att dela in barnen i två grupper baserat på åldersskillnaden till det yngsta syskonet i familjen: en grupp med stor åldersskillnad (3–8 år) och en med liten (0–2 år), där gruppen med stor åldersskillnad är mer skyddad mot sina föräldrars skilsmässa (skyddad under fler år) jämfört med gruppen med liten åldersskillnad (eller ingen åldersskillnad om barnet själv är det yngsta barnet i sin familj). Gränsvärdet är satt vid 3 års åldersskillnad för att ungefär motsvara längden på gymnasiet, men jag visar även att det exakta valet av gränsvärde spelar liten roll för resultaten. Uppdelningen enligt ovan innebär att familjer med stor åldersskillnad i genomsnitt omfattas av den obligatoriska betänketiden under 4,8 år längre tid, eftersom åldersskillnaden i genomsnitt är 4,8 år större än i gruppen med liten (eller ingen) åldersskillnad. Tolkningen av skattningarna från utvärderingen av denna del av reformen härrör alltså från en markant ökning av antalet år familjen berörs av betänketiden, samt de indirekta effekter detta kan ha på föräldrarnas övriga beteende utöver benägenheten att genomgå skilsmässa.

En adekvat invändning mot denna metod är att föräldrar kan ha valt att barnen ska ha större eller mindre åldersskillnad till sina syskon av en rad olika skäl, och

att detta kan ha direkt påverkan på barns utfall. Samma typ av farhåga gäller förstås även för liberaliseringsdelen av reformen genom föräldrarnas val att gifta sig eller förbli ogifta. För att hantera denna problematik inkluderar jag i analysen även barn födda åren 1952–1955 (ålder 19–22 år 1974) med samma familjestatus som barnen födda 1956–1964 (ålder 10–18 år 1974) och utför samma jämförelse som för de barn som påverkades av reformen under barndomen. Dessa äldre ”placebo-kohorter” var redan vuxna och hade i stort passerat åldern då barn är inskrivna i gymnasiet när reformen genomfördes, och bör därför inte ha påverkats av reformen under sin skolgång. Metoden innebär att jag på detta sätt rensar bort eventuella skillnader mellan jämförelsegrupperna som fanns redan för placebo-kohorterna och skattar hur reformen påverkade de som var barn vid genomförandet.

Metoden förlitar sig på antagandet att effekterna av själva ålderskillnaden mellan syskonen eller föräldrarnas äktenskapsstatus inte förändras mellan grupperna av barn födda 1952–1955 och 1956–1964 (antagandet om så kallade ”parallella trender”). Med andra ord antas att jämförelsegruppernas utfall skulle ha utvecklats likadant över tid om reformen av skilsmässolagstiftningen inte hade genomförts (Angrist och Pischke 2008). Så länge detta antagande håller kan de skattningar som presenteras tolkas kausalt. För att testa rimligheten i detta antagande utför jag flera tester (vilka diskuteras i avsnitt 5.5), som indikerar att antagandet ser ut att hålla.

4.3 Beskrivande statistik

Tabell 1 redovisar beskrivande statistik för urvalet av barn och deras familjer år 1970, uppdelat efter ålderskillnaden till deras yngsta syskon. Förutom att redovisa bakgrundsegenskaper avser tabellen att visualisera styrkorna med den empiriska strategin och undersöka hur förutbestämda karaktäristika varierar över födelsekohorter. Kolumnerna (1)–(4) visar genomsnittliga bakgrundsegenskaper för grupperna baserat på barnens födelseår och åldersskillnad till det yngsta syskonet. Kolumn (1) och (2) visar att de flesta karaktäristika hos barnen och deras familjer varierar mycket mellan jämförelsegrupperna baserat på åldersskillnad till yngre syskon. Exempelvis har barnen i gruppen med större åldersskillnad i genomsnitt yngre föräldrar som i högre grad är utrikesfödda. I kolumn (3) och (4) ser vi dock att liknande skillnader finns för placebo-kohorterna som var vuxna när reformen trädde i kraft. Kolumn (5) jämför storleken på dessa skillnader genom att redovisa den så kallade ”dubbeldifferensen”, dvs. skillnaden mellan kolumn (1) och (2) minus skillnaden mellan kolumn (3) och (4). Slutligen presenterar kolumn (6) det så kallade ”p-värdet” för dubbeldifferensen, vilket visar om den är statistiskt säkerställt skild

från noll (p-värden $< 0,05$ brukar betraktas som statistiskt säkerställda). Vi kan se att dubbeldifferenserna i kolumn (5) är avsevärt mindre än skillnaderna mellan kolumn (1) och (2) även om små och statistiskt signifikanta skillnader ibland kvarstår. Innebörden av detta är att användandet av placebo-kohorter i analysen justerar för en stor del av de skillnader som fanns mellan jämförelsegrupperna redan innan reformen genomfördes.

I den engelska versionen av rapporten görs motsvarande jämförelse för barn med ogifta och gifta föräldrar; se Hertegård (2024). Denna jämförelse visar att användandet av placebo-kohorter minskar skillnaderna mellan dessa grupper, men att det ändå alltid kvarstår en statistiskt signifikant skillnad i bakgrunds-egenskaper.

Tabell 1 Beskrivande statistik.

	Födelseår 1956–1964 (analysens jämförelse- grupper)		Födelseår 1952–1955 (placebo-kohorter)		Födelseår 1952–1964	
	Åldersskillnad		Åldersskillnad		Dubbel- differens (5)	p-värde (6)
Nivå/differens/p- värde	3–8 år (1)	0–2 år (2)	3–8 år (3)	0–2 år (4)		
Ålder 1970	9,791	9,681	16,479	16,498	(0,130)	[0,000]
Åldersskillnad	5,100	0,287	5,237	0,407	(–0,017)	[0,007]
Andel kvinnor	0,484	0,488	0,486	0,487	(–0,002)	[0,251]
Andel utrikesfödda	0,069	0,057	0,064	0,050	(–0,001)	[0,273]
Ålder moder 1970	34,729	39,256	42,588	46,995	(–0,120)	[0,000]
Ålder fader 1970	37,463	42,122	45,064	49,528	(–0,196)	[0,000]
Modern utbildn. (år)	8,831	8,641	8,404	8,206	(–0,008)	[0,466]
Fadern utbildn. (år)	9,435	9,246	9,105	8,877	(–0,039)	[0,005]
Antal observationer	366 648	487 252	125 307	189 667	1 168 874	

Not: Kolumn 5 redovisar dubbeldifferensen, dvs. skillnaden mellan grupp-skillnaderna igenomsnittlig karaktäristika i kolumnerna (1)–(2) och kolumnerna (3)–(4). Genomsnittlig åldersskillnad är uppmätt år 1973. Kolumn 6 redovisar p-värdet för dubbeldifferensen. p-värden $< 0,05$ innebär att dubbeldifferensen är statistiskt säkerställt skild från noll på 5-procentsnivån.

5 Resultat

Detta avsnitt presenterar resultaten från den empiriska analysen. Först undersöker jag hur reformen år 1974 påverkade föräldrars skilsmässorisk. Därefter undersöker jag effekten av båda delarna av reformen av skilsmässolagstiftningen på barns långsiktiga utfall.

5.1 Reformens effekter på skilsmässor och äktenskap

Som visades i Figur 1 sammanföll reformeringen av svensk skilsmässolagstiftning år 1974 med en tydlig ökning i antalet skilsmässor. I den engelska versionen av rapporten (Hertegård 2024) undersöker jag närmare vilka grupper som bidrog till denna ökning. Jag finner att de grupper som responderade starkast var äldre par och par utan barn. I analysen framgår det också att alla typer av par i termer av deras karaktäristika (ålder, förekomst av barn, arbetsinkomster och utbildning) uppvisar en markant ökning av antalet skilsmässor, vilket tyder på ett stort uppdämt behov bland alla typer av gifta par.

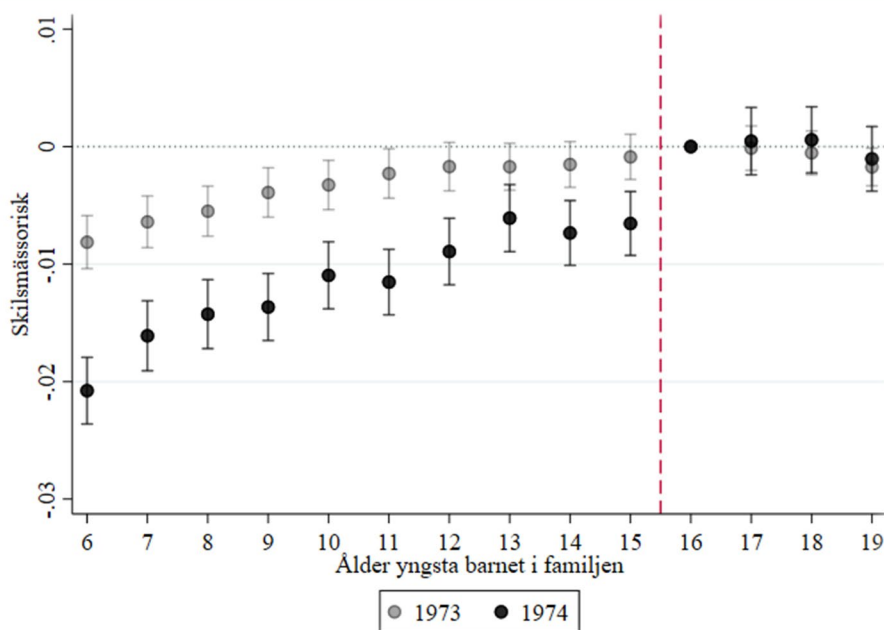
Utvärderingen av betänketidsdelen av reformen visar att denna skapar en tydlig minskning i risken att uppleva föräldrars skilsmässa när det yngsta barnet i familjen är under 16 år.

Figur 2 visar den skattade risken för föräldrars skilsmässa beroende på det yngsta barnets ålder, relativt risken då den yngsta barnet är 16 år. Skattningarna görs separat för år 1973 och 1974, dvs. före och efter reformen. Figuren visar en tydligt minskad skilsmässorisk när yngsta barnet är 15 år eller yngre, vilken uppstår först år 1974. Detta tyder på att betänketiden påverkar familjers skilsmässorisk, åtminstone på kort sikt.

I Hertegård (2024) visar jag även att reformen verkar ha bidragit till att öka antalet nya äktenskap. Det sjunkande antalet äktenskap över tid vände plötsligt sin negativa trend år 1974 och ökade med 17 %. Särskilt antalet äktenskap mellan frånskilda personer ökade markant under åren efter reformen.⁴

⁴ Antalet äktenskap mellan personer med tidigare äktenskap ökade med över 60 % under de följande tre åren jämfört med år 1973.

Figur 2 Föräldrars skilsmässorisk år 1973 och 1974 uppdelat efter åldern hos det yngsta barnet i familjen.



Not: Figuren visar den skattade risken för skilsmässa relativt risken vid 16 års ålder. Modellen som har använts för att skatta risken tar hänsyn till föräldrars ålder och barnets kön. Den streckade röda linjen illustrerar gränsvärdet då familjen berörs av betänketiden, dvs. 16 års ålder hos det yngsta barnet i familjen. Linjerna runt skattningarna visar 95-procentiga konfidensintervall.

5.2 Utvärderingen av liberaliseringsdelen

Här beskrivs utvärderingen av liberaliseringsdelen av reformen, vilken jämför barn med ogifta och gifta föräldrar som påverkades av reformen under eller efter barndomen. I Tabell 2 presenteras resultaten för utvärderingen av effekterna på barns skolutfall, arbetsmarknadsutfall år 1990 samt mäns kognitiva och icke-kognitiva förmåga uppmätt vid mönstringen. Tabellen visar att barn födda 1952–1955 med gifta föräldrar generellt hade bättre utbildnings- och arbetsmarknadsutfall än barn med ogifta föräldrar (andra raden i tabellen), men att dessa skillnader är mindre för födelsekohorter födda 1956–1964 som påverkades av reformen under barndomen (första raden i tabellen). Skillnaden i sannolikheten att ta gymnasieexamen, studiens huvudsakliga utfall, minskar med 4,6 procentenheter för barn med gifta föräldrar efter reformens införande. Minskningen i sannolikheten att ta gymnasieexamen motsvarar $-5,6\%$ relativt det genom-

snittliga utfallet för barnen födda 1956–1964 med gifta föräldrar.⁵ Även för sannolikheten att ta examen från högskola/universitet, att vara sysselsatt år 1990 och standardiserad kognitiv förmåga finns statistiskt signifikanta negativa effekter. Effekterna på (logaritmerade) arbetsinkomster år 1990 och standardiserad icke-kognitiv förmåga är också negativa men inte statistiskt signifikanta. Sammantaget indikerar resultaten i tabellen att liberaliseringen av skilsmässolagstiftningen hade negativa effekter på barns utbildnings- och arbetsmarknadsutfall.

Tabell 2 Effekterna av skilsmässoliberaliseringen.

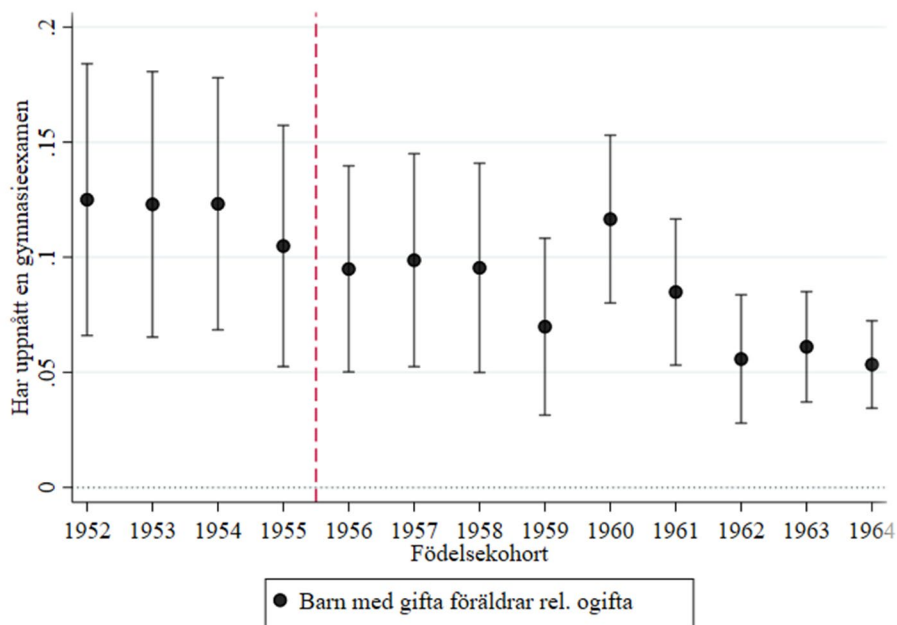
Utfall:	Klarat gymnasiet	Examen universitet/ högskola	Log. arbetsink.	Sysselsatt	Kognitiv förmåga	Icke-kog. förmåga
Gifta föräldrar och född 1956– 1964	-0,046*** (0,016)	-0,031*** (0,006)	-0,029 (0,024)	-0,041*** (0,011)	-0,183*** (0,043)	-0,053 (0,044)
Gifta föräldrar (placebo- kohorter)	0,119*** (0,015)	0,042*** (0,006)	0,114*** (0,022)	0,082*** (0,011)	0,413 (0,041)	0,329** (0,041)
Genomsnitt i utfall. (%)	82,3 %	11,4 %		90,1 %		
Observationer	1 124 917	1 124 917	1 151 277	1 185 863	540 054	540 038
Kontrollvariabler	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja

Not: ***, ** och * innebär att resultaten är statistiskt signifikant skilda från noll på 1-, 5- och 10-procentsnivå. Standardfel i parentes är klustrade på hushållsnivå. "Log. arbetsink." fångar logaritmerade arbetsinkomster år 1990. "Sysselsatt" fångar individens sysselsättningsstatus samma år. "Kognitiv förmåga" fångar standardiserad förmåga vid mönstringen för män. "Gifta föräldrar" betyder att barnen har gifta föräldrar år 1970, i jämförelse med kontrollgruppen med ogifta föräldrar samma år. Interaktionen med födelseår visar skillnaden mellan de som upplevde reformen under barndomen och de placebo-kohorter som var vuxna när reformen trädde i kraft. Förutom att justera för födelseår och föräldrarnas födelseår inkluderar kontrollvariablerna bl.a. boendekommun år 1970, arbetsmarknadsutfall och utbildningsutfall samma år, samt barnets kön och födelsemånad. "Genomsnitt i utfall" avser genomsnittet för den beroende variabeln för de med gifta föräldrar födda 1956–1964.

⁵ En minskning om 4,6 procentenheter jämfört med den genomsnittliga sannolikheten att ha tagit gymnasieexamen för gruppen med gifta föräldrar födda 1956–1964 ger en relativ minskning om 5,6 % (0,046/0,823).

Figur 3 presenterar skillnaden i sannolikhet att uppnå en gymnasieexamen för barn med gifta relativt ogifta föräldrar men uppdelat per födelsekohort, vilket ger möjlighet att granska utvecklingen av effekten över tid på ett mer detaljerat sätt. Figuren visar stora, stabila och statistiskt signifikanta skillnader i utfall mellan barn med gifta och ogifta föräldrar för placebo-kohorterna födda under mitten av 1950-talet, vilka inte påverkades av reformen under barndomen. Att det inte finns någon tydlig trend för placebo-kohorterna indikerar att antagandet om att grupperna skulle haft parallella trender om reformen inte hade genomförts framstår som rimligt. För kohorterna som påverkades av reformen under barndomen krymper skillnaderna gradvis med start runt de kohorter som fortfarande var barn (ej fyllt 18 år) vid reformens genomförande.

Figur 3 Skillnad i sannolikhet att uppnå en gymnasieexamen för barn med gifta föräldrar relativt barn med ogifta föräldrar.

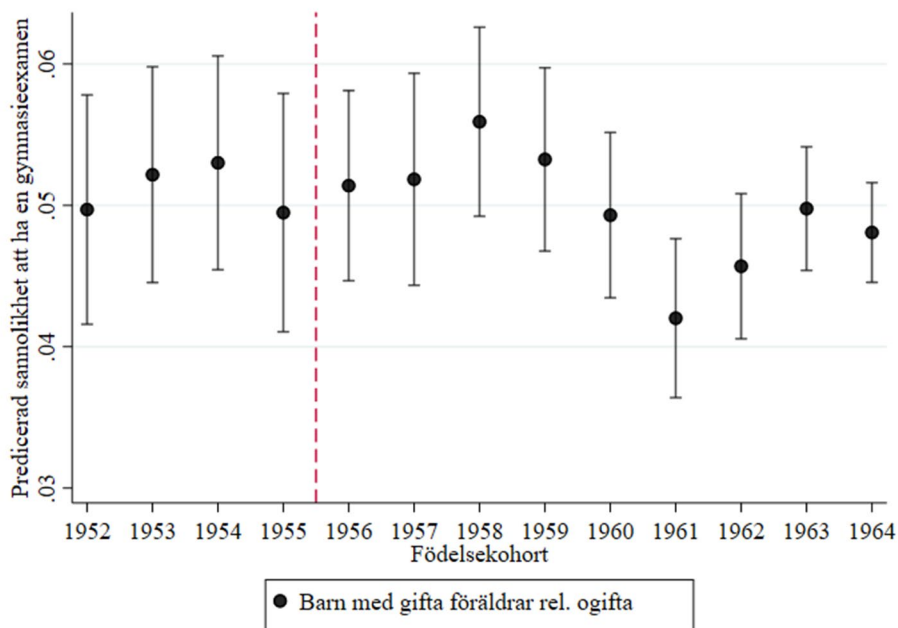


Not: Den streckade röda linjen avgränsar de äldre "placebo-kohorterna" från kohorterna som exponerades för reformen under barndomen. Linjerna runt skattningarna visar 95-procentiga konfidensintervall. Modellen som har använts för att ta fram de skattade skillnaderna inkluderar kontrollvariabler för föräldrarnas födelseår, bostadskommun år 1970, föräldrarnas arbetsmarknadsutfall (arbetade timmar och inkomster) och utbildningsutfall år 1970, barnets kön, födelsemånad och indikatorer för saknade värden.

Den huvudsakliga farhågan med denna jämförelse är att vilka föräldrar som väljer att vara ogifta förändras över tid, vilket skulle kunna driva den effekt som skattas. Om detta är fallet är det troligt att även gifta vs. ogifta föräldrars observerbara egenskaper skulle förändras över tid, vilket är något som kan

undersökas. Figur 4 visar hur barnens predicerade sannolikhet att ta gymnasieexamen baserat på föräldrarnas observerbara egenskaper (vilka inkluderar bl.a. arbetsmarknadsutfall, födelseår och utbildningsutfall från år 1970) utvecklas över tid. Dessa predicerade sannolikheter kan ses som ett sammanfattande mått på föräldrabakgrund. Figuren visar att skillnaden mellan gifta och ogifta föräldrars observerbara egenskaper inte förändras noterbart över födelsekohorterna 1952–1964.⁶ Detta indikerar att kompositionsförändringar över tid inte driver de observerade effekterna av reformen.

Figur 4 Balanstest för skillnaden i predicerad sannolikhet att uppnå en gymnasieexamen för barn med gifta föräldrar relativt de med ogifta föräldrar.



Not: Den streckade röda linjen avgränsar de äldre "placebo-kohorterna" från kohorterna som exponerades för reformen under barndomen. Linjerna runt skattningarna visar 95-procentiga konfidensintervall. Prediktionen baseras på barnens och föräldrarnas födelseår, bostadskommun år 1970, föräldrarnas arbetsmarknads- och utbildningsutfall år 1970, barnets kön och födelsemånad. Prediktionens R²-värde (förklaringsgrad) uppgår till 0,060.

Utöver detta kvarstår farhågan att andra omständigheter, exempelvis en annan reform, kan påverka ogifta och gifta föräldrar olika och driva de skattade effekterna i stället för reformen av skilsmässolagstiftningen. Den tydligaste kandidaten är slopandet av sambeskattningen för gifta par år 1971, vilket skulle kunna ha påverkat mammornas arbetsutbud och därmed även barnens utfall

⁶ Detta bekräftas av ett så kallat F-test som inte kan förkasta noll-hypotesen om ingen skillnad i effekt (p-värde 0,538).

genom föräldrarnas tidsallokering. Om jag inkluderar kontrollvariabler som fångar mammans arbetsinkomster år 1970, 1971 och 1973 i mina analyser förändras dock inte de skattade effekterna på barnens utbildningsutfall. Detta indikerar att sambeskattningsreformen inte är förklaringen till de effekter jag finner på barns utfall.

En annan möjlighet, som är svår att avskriva, är gradvis förändrade normer med större acceptans för samboskap utan att vara gift. En sådan förändring av socialt stigma skulle kunna påverka barn till ogifta föräldrar och därmed minska skillnaderna i utfall mellan barn med gifta och ogifta föräldrar. Eftersom jag inte kan utesluta att sådana förändringar påverkar resultaten är det viktigt att vara medveten om denna begränsning i metoden och tolka resultaten i detta avsnitt med viss försiktighet.

5.3 Utvärderingen av betänketiden

Utvärderingen av denna del av reformen fokuserar uteslutande på barn med gifta föräldrar. Variationen som används för att identifiera orsakssamband baseras på åldersskillnad mellan syskon i olika familjer och denna variation används för att fånga skillnader i antalet år familjen omfattas av betänketiden.

5.3.1 Effekten av betänketiden på familjers skilsmässorisk

Jag börjar med att skatta effekten av betänketiden på tre olika mått på att föräldrarna har ett instabilt äktenskap. Måtten som inkluderas är att föräldrarna skiljer sig under barndomen (fram till och med att barnet fyllt 18 år), att föräldrarna skiljer sig inom 15 år från år 1970, samt att pappan får barn med en ny kvinna från och med år 1975. Eftersom skilsmässor endast kan observeras från år 1969 och framåt i mina data kan jag bara mäta skilsmässorisen under barndomen för ett fåtal år för de äldsta födelsekohorterna. Långsiktig skilsmässorisk upp till 15 år efter år 1970 kan däremot mätas under samma antal år för alla kohorter, och även nya halvsyskon på pappans sida kan observeras för alla kohorter.

Resultaten i Tabell 3 visar att betänketiden minskar sannolikheten att föräldrarna skiljer sig under barndomen med 1,9 procentenheter (första raden i tabellen). Om effekten relateras till skilsmässorisen hos föräldrarna i gruppen med liten åldersskillnad (0–2 år) motsvarar det en minskning om 18,8 %. Minskningen är ännu större (3,3 procentenheter) om jämförelsen endast utgår från storsyskon (åldersskillnad 1–8 år). För placebo-kohorterna är sambandet mellan syskonens åldersskillnad och föräldrars skilsmässorisk (andra raden i tabellen) betydligt mindre i storleksordning, vilket tyder på att åldersskillnad

mellan syskon inte hade särskilt stor påverkan på föräldrars skilsmässorisk innan reformen.

Övriga mått på instabila äktenskap i tabellen visar samma bild, dvs. en tydlig minskning i skilsmässorisk efter reformen för familjer med större åldersskillnad mellan syskonen och som därmed i högre grad omfattades av betänketiden.

Tabell 3 Effekten av betänketiden på sannolikheten för föräldrars skilsmässa.

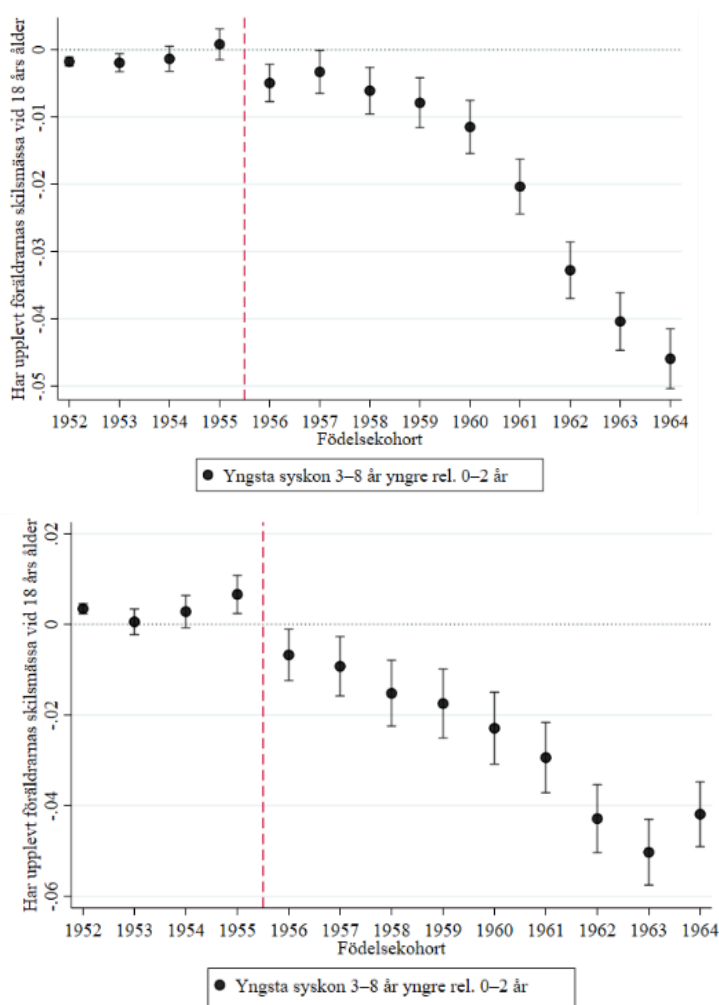
Urval:	Alla barn			Äldre syskon		
Utfall:	Skilsmässa barndomen	Skilsmässa inom 15 år	Fadern nytt barn	Skilsmässa barndomen	Skilsmässa inom 15 år	Fadern nytt barn
Fler uppväxtår med betänketiden (pga. stor åldersskillnad mellan syskon) och född 1956–1964	-0,019*** (0,001)	-0,035*** (0,002)	-0,007*** (0,001)	-0,033*** (0,002)	-0,030*** (0,003)	-0,007*** (0,001)
Stor åldersskillnad mellan syskon (placebo-kohorter)	-0,002*** (0,000)	0,018*** (0,001)	0,001*** (0,000)	0,003*** (0,001)	0,003 (0,002)	0,001** (0,001)
Genomsnitt i utfall (%)	10,1 %	16,7 %	2,4 %	13,9 %	23,1 %	4,2 %
Observationer	1 140 727	1 168 874	1 148 691	589 914	601 711	589 708
Kontrollvariabler	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja

Nor: ***, ** och * innebär att resultaten är statistiskt signifikant skilda från noll på 1-, 5- och 10-procentsnivå. Standardfel i parentes är klustrade på hushållsnivå. "Äldre syskon" exkluderar de yngsta syskonen från analysen. "Skilsmässa barndomen" är en indikator som fångar huruvida barnet upplevde skilsmässa fram till 18 års ålder. "Skilsmässa inom 15 år" fångar huruvida barnen upplevde skilsmässa inom 15 år från 1970. "Fadern nytt barn" fångar om fadern har fått ett nytt barn med en annan kvinna efter år 1975. "Fler uppväxtår med betänketiden" betyder att barnen har 3–8 års åldersskillnad till sitt yngsta syskon, i jämförelse med kontrollgruppen med 0–2 års åldersskillnad. Interaktionen med födelseår visar skillnaden mellan de som upplevde reformen under barndomen och de placebo-kohorter som var vuxna när reformen trädde i kraft. Förutom att justera för födelseår och föräldrarnas födelseår inkluderar kontrollvariablerna bl.a. boendekommun år 1970, arbetsmarknadsutfall och utbildningsutfall samma år, samt barnets kön och födelsemånad. "Genomsnitt i utfall" avser genomsnitt för den beroende variabeln för gruppen med liten åldersskillnad födda 1956–1964.

Figur 5 visar sambandet mellan att ha stor åldersskillnad till sitt yngsta syskon och risken för föräldrarnas skilsmässa under barndomen separat för de olika födelsekohorterna. Vi ser små och stabila skillnader för placebo-kohorterna som blev vuxna innan reformen genomfördes, vilket indikerar att antagandet om så kallade "parallella trender" i avsaknad av reformen är ett rimligt antagande. För kohorterna som påverkades av införandet av betänketiden under barndomen

minskar risken för föräldrarnas skilsmässa betydligt, och effekten verkar öka för varje ny födelsekohort som exponeras för reformen ett extra år under barndomen. Mönstren ser likartade ut både för alla barn och när analysen begränsas till äldre syskon.

Figur 5 Skillnad i sannolikheten att uppleva föräldrars skilsmässa beroende på åldersskillnad mellan syskon, för födelsekohorter som omfattades och inte omfattades av betänketiden under barndomen.



Not: Den vänstra figuren inkluderar alla barn, medan den högra figuren exkluderar de yngsta syskonen från analysen. Den streckade röda linjen avgränsar de äldre "placebo-kohorterna" från kohorterna som omfattades av betänketiden under barndomen. Linjerna runt estimaten visar 95-procentiga konfidensintervall. Modellen som har använts för att ta fram de skattade skillnaderna inkluderar samma kontrollvariabler som i Figur 3.

Sammantaget visar analysen att 6 månaders betänketid för skilsmässa har substantiella effekter på föräldrarnas sannolikhet att skilja sig. Även om de mått som används i analysen inte fångar den fullständiga effekten av reformen på familjerna (t.ex. föräldrarnas konfliktnivå, hur mycket tid de tillbringar med barnen eller andra typer av föräldrainvesteringar inom hushållet) så bidrar de med värdefull evidens för att betänketiden påverkar föräldrarnas beteende.

5.3.2 Effekten av betänketiden på sannolikheten att slutföra gymnasiet

Det huvudsakliga utfallet, utöver föräldrars skilsmässa, som jag förväntar mig att betänketiden kan påverka är barns långsiktiga utbildningsutfall, främst sannolikheten att uppnå en gymnasieexamen. Till att börja med förväntas betänketiden minska den direkta risken för föräldrarnas skilsmässa och stärka föräldrarnas investeringar (t.ex. i termer av tid och engagemang) inom hushållet, vilket kan påverka barn positivt. Utöver detta går barn i gymnasiet främst mellan ålder 16–19, vilket är åldrar som direkt påverkas av betänketiden (även om indirekta effekter av förändrat beteende inom familjen kan påverka barn vid yngre åldrar). Att uppnå en gymnasieexamen är ett betydelsefullt livsutfall som kan kopplas till många andra viktiga utfall senare i livet (Freudenberg och Ruglis 2007; Heckman m.fl. 2008; Oreopoulos och Salvanes 2011; Lochner 2020), vilket gör detta till ett centralt utfall att studera. För att bredda bilden något inkluderar jag också antalet utbildningsår som ett sekundärt utfall.

Effekterna av betänketiden på sannolikheten att ta en gymnasieexamen och antalet utbildningsår kan ses i Tabell 4.⁷ Resultaten visar att betänketiden ökar sannolikheten att ta en gymnasieexamen med 1,5 procentenheter, och antalet utbildningsår med nästan 0,11 år. Relativt sannolikheten för gruppen med liten åldersskillnad födda 1956–1964 motsvarar det ökningarna med 1,8 % och 0,9 % för respektive utfall. Båda dessa effekter är statistiskt signifikanta. För placebo-kohorterna syns däremot ett negativt (och svagare) samband mellan en större åldersskillnad mellan syskon och långsiktiga utbildningsutfall. Om analysen begränsas till äldre syskon blir sambanden något svagare för båda utfallen.

⁷ Se den engelska versionen (Hertegård 2024) för resultat avseende ytterligare mått på barns långsiktiga utfall (arbetsmarknadsutfall och sannolikheten att slutföra en högskole- eller universitetsutbildning).

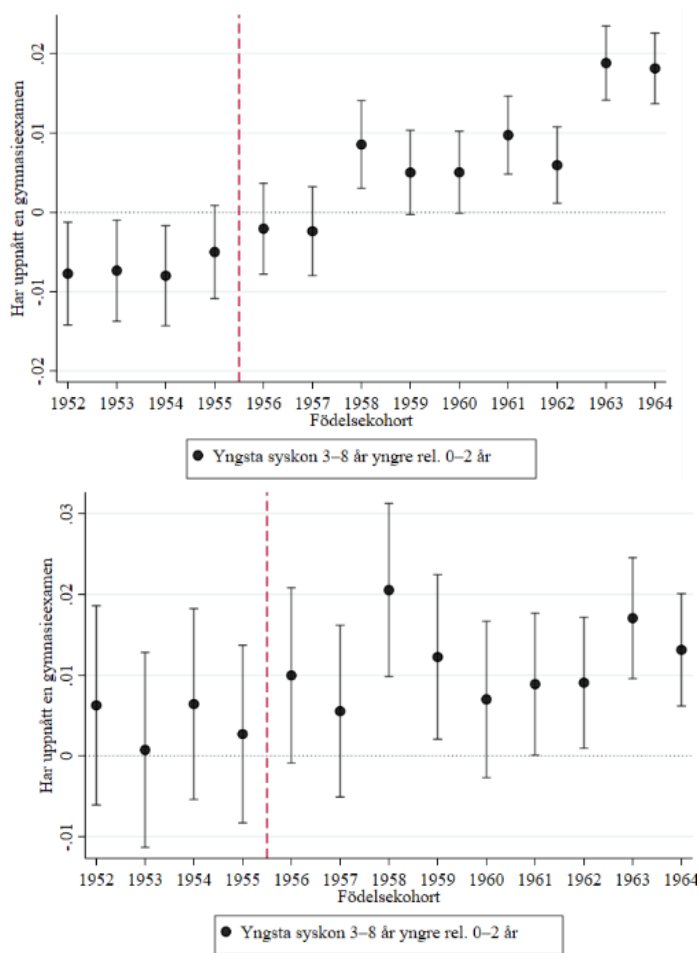
Tabell 4 Effekten av betänketiden på barnens utbildningsutfall.

Urval:	Alla barn		Äldre syskon	
Utfall:	Klarat gymnasiet	Utbildningsår	Klarat gymnasiet	Utbildningsår
Fler uppväxtår med betänketiden (pga. stor åldersskillnad mellan syskon) och född 1956–1964	0,015*** (0,002)	0,106*** (0,010)	0,008** (0,003)	0,063*** (0,017)
Stor åldersskillnad mellan syskon (placebo-kohorter)	-0,007*** (0,002)	-0,018** (0,009)	0,004 (0,003)	0,004 (0,015)
Genomsnitt i utfall	82,5 %	11,670	81,5 %	11,630
Observationer	1 073 396	1 073 396	549 271	549 271
Kontrollvariabler	Ja	Ja	Ja	Ja

Nor: ***, ** och * innebär att resultaten är statistiskt signifikant skilda från noll på 1-, 5- och 10-procentsnivå. Standardfel i parentes är klustrade på hushållsnivå. "Äldre syskon" exkluderar de yngsta syskonen från analysen. Den modell som skattas är identisk med den som presenteras i Tabell 3. "Genomsnitt i utfall" avser genomsnitt för den beroende variabeln för gruppen med liten åldersskillnad födda 1956–1964.

En grafisk presentationen av analysen uppdelad per födelsekohort kan ses i Figur 6. Figuren visar en gradvis ökad skillnad i sannolikheten att uppnå en gymnasieexamen för barn med stor jämfört med liten åldersskillnad till sitt yngsta syskon, och ökningen ser ut att starta med de kohorter som omfattades av betänketiden under barndomen. För placebo-kohorterna som inte omfattades av betänketiden innan de fyllt 18 år syns inga tecken på någon skillnad i trend innan reformen trädde i kraft, vilket återigen indikerar att antagandet om parallella trender förefaller rimligt.

Figur 6 Skillnad i sannolikheten att uppnå en gymnasieexamen beroende på åldersskillnad mellan syskon, för födelsekohorter som omfattades och inte omfattades av betänketiden under barndomen.



Not: Den vänstra figuren inkluderar alla barn, medan den högra figuren exkluderar de yngsta syskonen från analysen. Den streckade röda linjen avgränsar de äldre "placebo-kohorterna" från kohorterna som omfattades av betänketiden under barndomen. Linjerna runt estimaten visar 95-procentiga konfidensintervall. Modellen som har använts för att ta fram de skattade skillnaderna inkluderar samma kontrollvariabler som i Figur 3.

5.3.3 Effekten av betänketiden på barnens egna familjeutfall som vuxna

Slutligen använder jag också reformen för att undersöka hur barn i familjer som omfattas av betänketiden under längre tid påverkas i termer av sina egna familjeutfall som vuxna. Dessa resultat visas enbart med alla barn inkluderade.⁸ Resultaten, som presenteras i Tabell 5, visar att dessa barn i sin tur är mer

⁸ Se den engelska rapporten (Hertegård 2024) för resultat med enbart storasyskon.

sannolika att ha gift sig (en ökning med 0,8 procentenheter) och mindre sannolika att någon gång ha genomgått en skilsmässa själva (en minskning med 0,5 procentenheter). Dessa resultat dyker även upp i en analys baserad på data från folkräkningen år 1990, då barn som omfattats av betänketiden under längre tid visar sig vara gifta i högre utsträckning. Det finns däremot ingen effekt på sannolikheten att vara sammanboende utan äktenskap eller att vara förälder.

Sammanfattningsvis visar analysen att betänketiden påverkar barns långsiktiga utfall utöver att minska risken att föräldrarna skiljer sig under barndomen. Reformen ökar exempelvis även sannolikheten att ta gymnasieexamen, samt benägenheten att vara gift och inte skild senare i livet.

Tabell 5 Effekt av betänketiden på barnets egna familjeutfall som vuxna år 1990 och 2000.

År och datakälla:	År 2000 (LOUISE)		År 1990 (Folkräkningen)			
	Gift/Har varit gift	Genomgått skilsmässa	Ensamstående förälder	Gift/Sambo	Sambo	Förälder
Fler uppväxtår med betänketiden (pga. stor åldersskillnad mellan syskon) och född 1956–1964	0,008*** (0,002)	-0,005*** (0,002)	-0,003** (0,001)	0,007*** (0,002)	0,000 (0,002)	-0,001 (0,002)
Stor åldersskillnad mellan syskon (placebo-kohorter)	-0,000 (0,002)	0,003** (0,002)	0,005*** (0,001)	0,002 (0,002)	-0,000 (0,001)	0,012*** (0,002)
Genomsnitt i utfall (%)	60,1 %	13,3 %	11,5 %	64,4 %	26,0 %	45,3 %
Observationer	1 120 451	1 120 451	1 069 027	1 069 027	1 069 027	1 168 874
Kontrollvariabler	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja

Not: ***, ** och * innebär att resultaten är statistiskt signifikant skilda från noll på 1-, 5- och 10-procentsnivå. Standardfel i parentes är klustrade på hushållsnivå. "Förälder" definieras som att man har ett barn boende i hushållet. Den modell som skattas är identisk med den som presenteras i Tabell 3. "Genomsnitt i utfall" avser genomsnitt för den beroende variabeln för gruppen med liten åldersskillnad födda 1956–1964.

5.4 Påverkas olika grupper av barn olika av betänketiden?

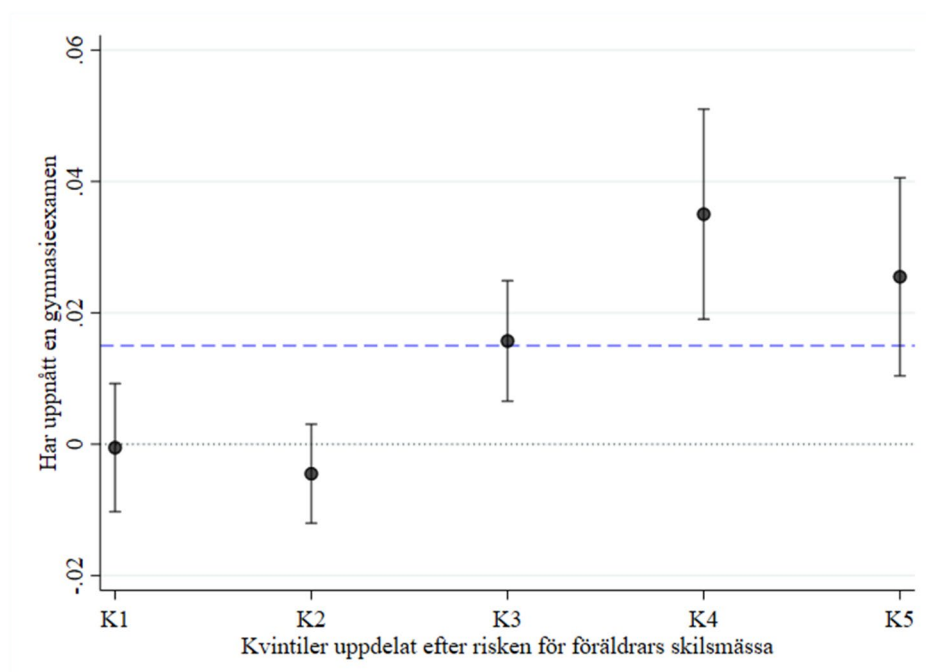
I den här delen av rapporten visar jag hur effekterna av betänketiden varierar för barn som i olika grad bedöms riskera att vara med om att föräldrarna skiljer sig. Jag undersöker även betydelsen av två faktorer som tidigare studier har funnit kunna påverka skilsmässor: barnens könstillhörighet och föräldrarnas arbetsinkomster. Litteraturen har tidigare hittat tecken på att skilsmässor påverkar pojkar mer än flickor, och en uppmärksam studie från Nederländerna indikerar att familjers skilsmässorisk ökar om det finns en dotter i familjen

jämfört med en son (Kabaték och Ribar 2020). Studier har även visat att föräldrars arbetsinkomster påverkar deras beteende och relativa arbetskraftsutbud inom hushållet (t.ex. Stevenson 2007; Fernandez och Wong 2015; Voena 2015).

För att stärka den empiriska länken mellan betänketidens effekter på skilsmässor och barns utbildningsutfall presenterar jag resultat som indikerar att det i huvudsak är ”instabila familjer” som påverkas av reformen och driver effekten på barns utbildningsutfall. Jag gör det genom att använda familjernas bakgrundsegenskaper (t.ex. föräldrarnas födelseår, antal barn, bostadskommun, utbildnings- och arbetsmarknadsutfall år 1970, barnens kön och födelsemånad) och predicerar sannolikheten att föräldrarna ska genomgå en skilsmässa i framtiden.⁹ Därefter delar jag upp urvalet av barn i fem grupper (så kallade kvintiler) med olika stor risk att i framtiden vara med om att föräldrarna skiljer sig och undersöker hur betänketiden påverkar de olika grupperna. Resultaten presenteras i Figur 7. Figuren visar att barn i familjer med den lägsta predicerade risken för föräldrars skilsmässa inte påverkas av betänketiden i termer av utbildningsutfall (kvintiler 1 och 2). Däremot påverkas barnen i familjer med medelhög till hög skilsmässorisk (kvintiler 3–5) där det finns en statistiskt signifikant och positiv effekt på barnens utbildningsutfall.

⁹ Se Hertegård (2024) för en mer utförlig beskrivning av tillvägagångssättet.

Figur 7 Effekt av betänketiden på sannolikheten att uppnå en gymnasieexamen, uppdelat efter skattad risk att föräldrarna skiljer sig.



Not: Den streckade blå linjen representerar den genomsnittliga effekten av betänketiden när alla grupper inkluderas i analysen. Linjerna runt estimatet visar 95-procentiga konfidensintervall. Den modell som skattas är densamma som den som presenteras i Tabell 3, förutom att modellerna skattas separat för varje kvintil av predicerad skilsmässorisk.

Härnäst undersöker jag huruvida pojkar och flickor påverkas olika av betänketiden, se Tabell 6. I motsats till Kabátek och Ribar (2020) finner jag ingen signifikant skillnad i hur föräldrarnas risk att skiljas påverkas av reformen beroende på barnets könstillhörighet (första raden i tabellen). Däremot finner jag att döttrars sannolikhet att slutföra gymnasiet påverkas mindre än söners (-1,2 procentenheter). För logaritmerade arbetsinkomster, sannolikheten att vara gift och att vara skild senare i livet finner jag inga statistiskt signifikanta skillnader. Däremot drivs hela den skillnad som finns i att vara ensamstående förälder av döttrarna.

Tabell 6 Effekt av betänketiden beroende på barnets kön.

Utfall:	Skilsmässa barndomen	Klarat gymnasiet	Log. arbetsink.	Gift	Skild	Ensamst. förälder
Fler uppväxtår med betänke- tiden (pga. stor åldersskillnad mellan syskon), född 1956–1964 och kvinna	0,002 (0,002)	-0,012*** (0,004)	-0,005 (0,006)	-0,005 (0,004)	-0,005 (0,003)	-0,006** (0,003)
Stor ålders- skillnad mellan syskon, född 1956–1964	-0,020*** (0,001)	0,021*** (0,003)	0,015*** (0,004)	0,011*** (0,003)	-0,003 (0,002)	-0,000 (0,001)
Genomsnitt i utfall (%)	10,3 %	84,8 %		65,5 %	15,4 %	22,2 %
Observationer	1 140 727	1 073 396	1 099 917	1 120 451	1 120 451	1 069 027
Kontrollvariabl.	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja

Not: ***, ** och * innebär att resultaten är statistiskt signifikant skilda från noll på 1-, 5- och 10-procentsnivå. Standardfel i parentes är klustrade på hushållsnivå. "Skilsmässa barndomen" är en indikator som fångar huruvida barnet upplevde skilsmässa fram till 18 års ålder. "Ensamst. förälder" definieras som att man är ensamstående förälder i folkräkningen 1990. Den empiriska specifikationen är identisk med den som presenteras i Tabell 3, förutom att alla variabler är interagerade med en indikator för barnets kön. "Genomsnitt i utfall" avser genomsnitt för den beroende variabeln för gruppen med liten åldersskillnad födda 1956–1964.

Slutligen undersöker jag om föräldrarnas arbetsinkomst påverkar hur familjerna påverkas av betänketiden, och därigenom indirekt om föräldrarnas förhandlingsstyrka inom förhållandet kan tänkas påverka reformens effekter. Generellt förväntas högre arbetsinkomster innebära en större förhandlingsstyrka för den föräldern. Resultaten i Tabell 7 visar att effekten av betänketiden på skilsmässor är lika oavsett om modern har arbetsinkomster över eller under medianen för kvinnor år 1970 (första raden i tabellen). Däremot minskar skilsmässorisken ytterligare om fadern har högre arbetsinkomster än medianen (-0,6 procentenheter). Detta resultat kan tyda på att monetära resurser kan spela större roll för om föräldrarna fortsätter vara gifta om de återfinns hos fadern. Det omvända mönstret finns för effekterna på barns utbildningsutfall; barnens utbildningsutfall förbättras i mindre utsträckning om mamman har höga arbetsinkomster (-1 procentenhet), men det finns inga signifikanta skillnader i effekter beroende på om fadern har höga arbetsinkomster. En möjlig förklaring till detta kan vara att beteendet och föräldrainvesteringarna (t.ex. mer tid tillbringad med barnen) påverkades mindre av betänketiden bland mödrar med starkare förankring till arbetsmarknaden.

Tabell 7 Effekten av betänketiden beroende på föräldrarnas arbetsinkomster år 1970.

Uppdelning:	Moderns arbetsinkomst 1970		Faderns arbetsinkomst 1970	
Utfall:	Skilsmässa barndomen	Klarat gymnasiet	Skilsmässa barndomen	Klarat gymnasiet
Fler uppväxtår med betänketiden (pga. stor åldersskillnad mellan syskon), född 1956–1964 och över-median föräldrainkomst 1970	0,001 (0,002)	-0,010*** (0,004)	-0,006*** (0,002)	0,005 (0,004)
Stor åldersskillnad mellan syskon, född 1956–1964	-0,015*** (0,001)	0,016*** (0,003)	-0,018*** (0,001)	0,010*** (0,003)
Genomsnitt i utfall	8,1 %	82,2 %	10,8 %	77,8 %
Observationer	1 140 727	1 073 396	1 140 727	1 073 396
Kontrollvariabler	Ja	Ja	Ja	Ja

Not: ***, ** och * innebär att resultaten är statistiskt signifikant skilda från noll på 1-, 5- och 10-procentsnivå. Standardfel i parentes är klustrade på hushållsnivå. "Skilsmässa barndomen" är en indikator som fångar huruvida barnet upplevde skilsmässa fram till 18 års ålder. Den empiriska specifikationen och kontrollvariablerna är identiska med de som definieras i Tabell 3, förutom att alla variabler interagerar med en indikator för om fadern eller modern har arbetsinkomster år 1970 som överstiger medianen. "Genomsnitt i utfall" avser genomsnitt för den beroende variabeln för gruppen med liten åldersskillnad födda 1956–1964.

6 Känslighetsanalyser

För att validera resultaten utför jag en mängd känslighetsanalyser. Målet med dessa test är att vidare undersöka om de effekter som skattas verkligen är kopplade till reformen av skilsmässolagstiftningen.

Det första testet avser det s.k. "parallella trender"-antagandet som krävs för att metoden ska ge upphov till skattningar med kausal tolkning. Mer specifik innebär antagandet att de eventuella skillnader som fanns för jämförelsegrupperna (uppdelade efter antingen åldersskillnad mellan syskon eller föräldrarnas äktenskapsstatus) innan reformen ska vara konstanta för kohortgrupperna i utvärderingen (dvs. för placebo-kohorterna och de kohorter som påverkas av reformen under barndomen). Med andra ord antas att utfallen för jämförelsegrupperna skulle ha utvecklats likartat om reformen inte hade genomförts.

Det primära stödet för att antagandet om parallella trender framstår som rimligt kan ses i Figur 3, Figur 5 och Figur 6. Dessa figurer visar att det, i termer av föräldrars skilsmässorisk och barnens sannolikhet att uppnå en gymnasie-

examen, inte finns någon tydlig trend för placebo-kohorterna födda 1952–1955.¹⁰

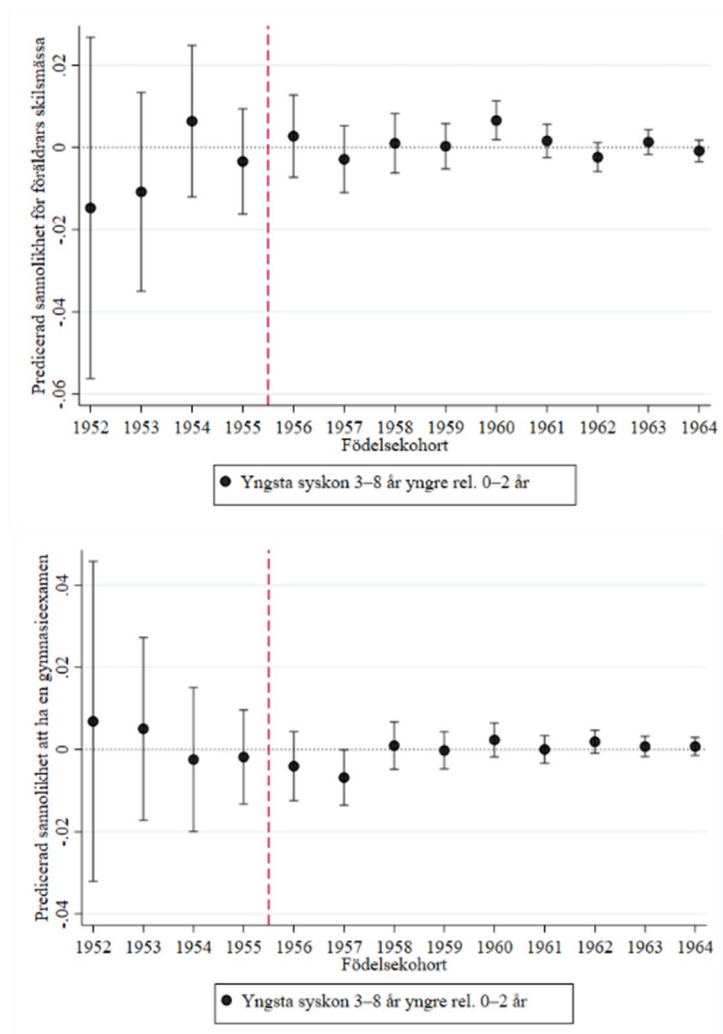
En ytterligare viktig känslighetsanalys kopplad till antagandet om parallella trender är att undersöka om sammansättningen av familjer i jämförelsegrupperna är oförändrad mellan kohorterna i utvärderingen. Om exempelvis familjer med högre socioekonomisk status över tid väljer att utöka ålderskillnaden mellan sina barn kan validiteten i den metod jag använder ifrågasättas. Jag undersöker om så är fallet genom att predicera de huvudsakliga utfallen (föräldrars skilsmässa och gymnasieexamen) baserat på observerbara egenskaper från 1970, väl innan reformen genomfördes. Med detta test kan jag fånga huruvida det förekommer kompositionsförändringar i mina jämförelsegrupper över tid, eller om familjerna ser ut att vara jämförbara.

Eftersom familjers beteende kan påverkas direkt av barnens ålder och ålderskillnaden mellan syskon redan år 1970 använder jag mig av egenskaper från mor- och farföräldrar för att predicera utfallen. Mor- och farföräldrar bör inte påverkas på samma sätt av barnbarnens ålder, men kan samtidigt användas som en rimlig proxy för familjekaraktäristika. Variablerna som används i prediktionen är mor- och farföräldrarnas utbildningsnivå, antal arbetade timmar, arbetsinkomster, familjetyp och bostadskommun. Resultaten av prediktionen kan ses i Figur 8. De predicerade utfallen visar ingen signifikant skillnad mellan jämförelsegrupperna och det finns ingen synbar trend över tid.¹¹ Därmed verkar förändringar i gruppernas sammansättning över tid inte driva de effekter som skattas i utvärderingen.

¹⁰ Utöver detta förlänger jag antalet placebo-kohorter till de födda från 1938 och visar att det inte föreligger någon långsiktigt avvikande trend i termer av sannolikheten att uppnå en gymnasieexamen. Figuren kan ses i den engelska versionen av rapporten (Hertegård 2024).

¹¹ Ett F-test kan inte förkasta nollhypotesen om ingen skillnad mellan jämförelsegrupperna (p-värde 0,437 för predicerad risk för föräldrarnas skilsmässa och 0,675 för predicerad sannolikhet att uppnå en gymnasieexamen).

Figur 8 Predicerad risk för skilsmässa och sannolikheten att ta gymnasieexamen.



Not: Den streckade röda linjen avgränsar de äldre "placebo-kohorterna" från kohorterna som exponerades för reformen under barndomen. Linjerna runt estimaten visar 95-procentiga konfidensintervall. Prediktionen baseras på mor- och farföräldrarnas bostadskommun, familjetyp, arbetsmarknads- och utbildningsutfall år 1970. Prediktionens R²-värde (förklaringsgrad) uppgår till 0,087.

Utöver testerna för parallella trender undersöker jag om valet av gränsvärde för ålderskillnaden mellan syskon är av betydelse för resultaten. Gränsvärdet om 3 år som används i analysen valdes huvudsakligen för att garantera att alla barn i gruppen med större ålderskillnad omfattas av betänketiden under hela gymnasietiden från 16 till 18 års ålder. Tabell 8 visar hur den skattade effekten av betänketiden på sannolikheten att uppnå gymnasieexamen förändras när jag

ändrar gränsvärdet för barnens åldersskillnad. Skattningarna ändras endast marginellt eller inte alls när gränsvärdet flyttas närmare mot ingen åldersskillnad till det yngsta syskonet (0–1 år jämfört med 2–8 år: 1,4 procentenheter; 0 år jämfört med 1–8 år: 1,5 procentenheter).

I kontrast till detta minskar skattningarnas storlek när gränsvärdet flyttas i den andra riktningen mot större åldersskillnad (0–3 år gentemot 4–8 år: 1,1 procentenheter). När åldersskillnaden begränsas till att bara inkludera storasyskon blir skattningarna aningen mindre (2 år jämfört med 3–4 år: 0,8 procentenheter). Dock förblir skattningarna positiva och statistiskt signifikanta även vid den mest restriktiva begränsningen av åldersskillnad (2 år jämfört med 3 år: 1 procentenhet).¹²

Tabell 8 Känslighetsanalys avseende val av gränsvärde för åldersskillnaden mellan syskon.

Urval:	Alla barn				Äldre syskon	
Gränsvärde åldersskillnad:	0–1, 2–8	0, 1–8	0, 1–3	0–3, 4–8	2, 3–4	2, 3
Utfall:	Klarat gymn.	Klarat gymn.	Klarat gymn.	Klarat gymn.	Klarat gymn.	Klarat gymn.
Fler uppväxtår med betänketiden (pga. stor åldersskillnad mellan syskon), född 1956–1964	0,014*** (0,002)	0,015*** (0,002)	0,014*** (0,002)	0,011*** (0,002)	0,008* (0,004)	0,010** (0,005)
Stor åldersskillnad mellan syskon (placebo-kohorter)	–0,007*** (0,002)	–0,011*** (0,002)	–0,008*** (0,002)	–0,009*** (0,002)	0,007* (0,004)	0,006 (0,004)
Genomsnitt i utfall. (%)	82,6 %	82,7 %	82,7 %	82,8 %	82,2 %	82,2 %
Observationer	1 073 396	1 073 396	722 671	1 073 396	268 962	172 644
Kontrollvariabler	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja

Nor: ***, ** och * innebär att resultaten är statistiskt signifikant skilda från noll på 1-, 5- och 10-procentsnivå. Standardfel i parentes är klustrade på hushållsnivå. "Äldre syskon" exkluderar de yngsta syskonen från analysen. Den empiriska specifikationen och kontrollvariablerna är identiska med de som definieras i Tabell 3. "Genomsnitt i utfall" avser genomsnitt för den beroende variabeln för gruppen med liten åldersskillnad födda 1956–1964.

¹² I den engelska versionen av rapporten (Hertegård 2024) visar jag resultat från flera ytterligare känslighetsanalyser.

7 Mekanismer

I detta avsnitt analyserar jag ett antal potentiella mekanismer för att vidare förstå hur skilsmässolagstiftningen påverkar familjers beteende utöver att påverka förekomsten av skilsmässor. Jag visar resultat från fyra analyser som signalerar förändringar i familjers beteende efter att betänketiden infördes år 1974. Även om ingen av dessa analyser ensam bidrar med säkra bevis för sådana förändringar, bidrar de tillsammans med starka indikationer på att dessa mekanismer påverkar resultaten.

7.1 Föräldrars arbetskraftsutbud

Den första mekanismen som undersöks är föräldrarnas arbetskraftsutbud. Tidigare forskning (t.ex. Stevenson 2007; Fernandez och Wong 2014; Ringdal och Sjursen 2021) har undersökt hur makars arbetskraftsutbud påverkas av förändringar i skilsmässolagstiftning och har tolkat detta som förändrad förhandlingsstyrka mellan makar. Denna forskning har visat att skilsmässolagstiftning kan påverka hur mycket gifta kvinnor arbetar och att föräldrars förhandlingsstyrka kan påverka deras investeringar i sina barn (exempelvis tid eller pengar).

Jag undersöker effekten av betänketiden på föräldrars arbetskraftsutbud genom att analysera föräldrars arbetsinkomster och antal arbetade timmar baserat på data från folkräkningen 1975. Resultaten, som återfinns i Tabell 9 (översta raden), visar inte någon konsekvent statistisk signifikant förändring av pappors arbetskraftsutbud i termer av arbetsinkomster, sannolikhet att vara sysselsatt och antal timmar arbetade under år 1975. Däremot minskar mammors arbetskraftsutbud signifikant, vilket kan tolkas som att de till följd av reformen tillbringade mer tid med barnen (ökade föräldrainvesteringar).¹³

¹³ Dock bör dessa resultat tolkas med försiktighet, eftersom utfallet mäts vid ett givet år och ålderskillnad mellan syskon kan fånga effekten av att ha yngre barn på arbetskraftsutbud. Modellerna innehåller därför även en linjär kontroll för yngsta barnets ålder utöver de kontrollvariabler som ingår i övrigt.

Tabell 9 Effekter av betänketiden på förldrarnas arbetskraftsutbud.

Förälder: Utfall:	Fadern 1975			Modern 1975		
	Arbets- inkomst	Sysselsatt	Arbetade timmar	Arbets- inkomst	Sysselsatt	Arbetade timmar
Fler uppväxtår med betänketiden (pga. stor åldersskillnad mellan syskon), född 1956–1964	0,24 (1,31)	0,002 (0,001)	0,11* (0,05)	-11,14*** (0,65)	-0,022*** (0,002)	-1,38*** (0,07)
Stor ålders- skillnad mellan syskon (placebo- kohorter)	5,42*** (1,71)	0,005*** (0,002)	0,24*** (0,06)	12,33*** (0,79)	0,042*** (0,003)	1,71*** (0,09)
Genomsnitt i utfall.	517,396	92,0 %	36,031	215,578	73,1 %	22,479
Observationer	653 281	648 552	648 552	671 237	667 966	667 966
Kontrollvariabler	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja

Nor: ***, ** och * innebär att resultaten är statistiskt signifikant skilda från noll på 1-, 5- och 10-procentsnivå. Standardfel i parentes är klustrade på hushållsnivå. Urvalet inkluderar endast det äldsta barnets åldersskillnad till sitt yngsta syskon. Den empiriska specifikationen och kontrollvariablerna är identiska med de som definieras i Tabell 3, förutom att specifikationen inkluderar en linjär kontroll för yngsta barnets ålder. ”Genomsnitt i utfall” avser genomsnitt för den beroende variabeln för gruppen med liten åldersskillnad födda 1956–1964.

7.2 Sambandet mellan barns och föräldrars utbildningsutfall

Den andra mekanismen som undersöks är den intergenerationella korrelationen i utbildningsutfall mellan barn och föräldrar, dvs. sambandet mellan barn och föräldrars utbildningsutfall. Detta samband fångar indirekt överföring av kunskaper och färdigheter (så kallat ”humankapital”) mellan generationer och kan länkas till föräldrainvesteringar (Black m.fl. 2005). Resultaten, som redovisas i Tabell 10, visar att korrelationen i utbildningsutfall mellan barn och deras mammor stärks signifikant efter införandet av betänketiden, medan korrelationen mellan barn och pappor inte förändras eller bara blir marginellt starkare. Sambandet mellan mammor och barn stärks med 0,005 enheter som följd av reformen (första raden i tabellen), vilket innebär att varje extra år av utbildning för mamman är kopplat till 0,005 extra utbildningsår hos barnen som upplevde betänketiden under barndomen. Det starkare sambandet är utöver den skillnad som finns för placebo-kohorterna som inte berördes av betänketiden under barndomen (andra raden i tabellen). Detta indikerar att barn påverkas av mer omfattande föräldrainvesteringar som en följd av betänketiden.

Tabell 10 Effekter av betänketiden på den intergenerationella korrelationen i utbildningsutfall.

Förälder:	Modern			Fadern		
Utfall:	Barnets utbildning (år)			Barnets utbildning (år)		
Betänketiden, född 1956–64, interagerat med föräldrarnas utb.	0,005*** (0,001)	0,005*** (0,001)	0,005*** (0,001)	0,001 (0,001)	0,002* (0,001)	0,002** (0,001)
Fler uppväxtår med betänketiden, interagerat med föräldrarnas utb.	0,007*** (0,001)	0,008*** (0,001)	0,005*** (0,001)	0,007*** (0,001)	0,010*** (0,001)	0,007*** (0,001)
Föräldrarnas utbildningsnivå	0,265*** (0,001)	0,254*** (0,001)	0,144*** (0,001)	0,246*** (0,001)	0,235*** (0,001)	0,135*** (0,002)
Genomsnitt utfall.	24,2 %	24,2 %	24,2 %	22,2 %	22,2 %	22,2 %
Observationer	1 033 397	1 033 397	1 033 397	991 844	991 844	991 844
Födelseår förälder	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Kontrollv. barn		Ja	Ja		Ja	Ja
Kontrollv. förälder			Ja			Ja

Not: ***, ** och * innebär att resultaten är statistiskt signifikant skilda från noll på 1-, 5- och 10-procentsnivå. Standardfel i parentes är klustrade på hushållsnivå. Utfallet definieras som barnets antal utbildningsår vid år 1990. Den empiriska specifikationen och kontrollvariablerna är identiska med de som definieras i Tabell 3, förutom att alla variabler interageras med en kontinuerlig variabel som fångar föräldrarnas antal utbildningsår som uppmätts år 1970. "Genomsnitt utfall" avser genomsnitt för den beroende variabeln för gruppen med liten åldersskillnad födda 1956–1964. "Födelseår föräld." är fixa effekter som flexibelt fångar föräldrarnas födelseår. "Kontrollv. barn" inkluderar boendekommun år 1970, kön och födelsemånad. "Kontrollv. förälder" inkluderar föräldrarnas arbetsmarknadsutfall och den andra föräldrarnas utbildningsutfall år 1970.

7.3 Barns färdigheter vid mönstringen

I en tredje analys av potentiella mekanismer använder jag måtten på kognitiv och icke-kognitiv förmåga från mönstringsprovet för män runt 18 års ålder och undersöker om sådana förmågor kan påverkas av betänketiden. Måtten som undersöks fångar 8 olika förmågor som bedöms viktiga för värnpliktiga vid mönstringen. De 4 mått kopplade till kognitiv förmåga (t.ex. logiskt tänkande och verbal förmåga) slås ihop till ett sammanvägt mått för denna förmåga. Likaså slås de 4 mått som fångar icke-kognitiv förmåga (t.ex. mognad och emotionell stabilitet) ihop till ett sammanvägt mått. Tidigare forskning har visat att satsningar som riktas mot ungdomar och barn långsiktigt kan förbättra deras utveckling, särskilt deras icke-kognitiva förmågor (Heckman 2000).

Effekterna på standardiserade mått på (mäns) förmågor runt 18 års ålder kan ses i Tabell 11.¹⁴ Skattningarna (som mäts i standardavvikelser) för både kognitiv och icke-kognitiv förmåga är positiva och statistiskt signifikanta för de kohorter som omfattades av betänketiden under barndomen (den översta raden i tabellen). För placebo-kohorterna som inte omfattades av betänketiden syns generellt inga signifikanta skillnader i förmåga beroende på åldersskillnaden till det yngsta syskonet (andra raden i tabellen). Dessa resultat är i linje med att större föräldrainvesteringar bidrar positivt till barns utveckling, vilket kan bidra till att förklara de positiva effekterna på barnens långsiktiga utfall.

Tabell 11 Effekter av betänketiden på mäns kognitiva och icke-kognitiva färdigheter vid mönstringen.

Utfall:	Icke-kognitiv förmåga			Kognitiv förmåga		
	Sammanvägd förmåga	Mognad	Emotionell stabilitet	Sammanvägd förmåga	Logiskt tänkande	Verbal förmåga
Fler uppväxtår med betänketiden (pga. stor åldersskillnad mellan syskon), född 1956–1964	0,040*** (0,006)	0,027*** (0,006)	0,033*** (0,006)	0,053*** (0,006)	0,050*** (0,006)	0,044*** (0,006)
Stor åldersskillnad mellan syskon (placebo-kohorter)	-0,010* (0,006)	-0,003 (0,005)	-0,009 (0,006)	-0,004 (0,005)	-0,005 (0,005)	-0,007 (0,005)
Observationer	506 317	506 317	506 317	506 349	506 349	506 349
Kontrollvariabler	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja

Not: ***, ** och * innebär att resultaten är statistiskt signifikant skilda från noll på 1-, 5- och 10-procentsnivå. Standardfel i parentes är klustrade på hushållsnivå. Alla utfall är standardiserade på kohort-nivå, vilket betyder att skattningarna ska tolkas i termer av standardavvikelser. Den empiriska specifikationen och kontrollvariablerna är identiska med de som definieras i Tabell 3. "Sammanvägd förmåga" fångar ett kombinerat mått för alla fyra respektive underliggande förmågor som utgör kognitiv och icke-kognitiv förmåga.

¹⁴ Tabellen visar resultat för de två sammanvägda måtten och 4 av de 8 delkomponenterna. I den engelska rapporten (Hertegård 2024) visar jag resultat för ytterligare mått, exempelvis spatial och teknisk förmåga.

7.4 Tonårsgraviditeter

Den fjärde och sista mekanismen som undersöks är barnafödande, med särskilt fokus på tonårsgraviditeter. Tidigare studier har dokumenterat att tidigt föräldraskap är förknippat med ofördelaktiga ekonomiska utfall på lång sikt för både föräldrar och barn (Kearney och Levine 2012). Denna mekanism relaterar till familjemiljön, och kan fånga risksökande beteende hos tonåringar kopplat till en instabil uppväxtmiljö.

Resultaten i Tabell 12 visar att effekten av betänketiden på sannolikheten att ha blivit förälder år 2014, dvs. när barnet i vuxen ålder är 50 år eller äldre, är nära noll och inte statistiskt signifikant (översta raden i tabellen). Däremot är den genomsnittliga åldern då barnen har fått sitt första barn 0,162 år högre, vilket är en statistiskt signifikant skillnad. Risken att ha blivit tonårsförälder är också signifikant lägre för båda könen. De skattade minskningarna av sannolikheten att bli förälder under tonåren är små (0,3–0,9 procentenheter), men relativt den genomsnittliga sannolikheten att få barn i tonåren för gruppen med liten åldersskillnad motsvarar effekterna minskningar med mellan 18 % och 38 %. Allt som allt verkar betänketiden ha skiftat barnafödandet mot senarelagd föräldraskap, vilket kan tyda på att barnen till följd av betänketiden fick mer stabila hemförhållanden under uppväxten.

Tabell 12 Effekten av betänketiden på barnens eget barnafödande.

Utfall:	Förälder	Ålder vid första barn	Tonårs-förälder	Tonårs-mamma	Tonårs-pappa
Fler uppväxtår med betänketiden (pga. stor åldersskillnad mellan syskon), född 1956–1964	0,001 (0,002)	0,162*** (0,025)	-0,006*** (0,001)	-0,009*** (0,002)	-0,003*** (0,001)
Stor åldersskillnad mellan syskon (placebo-kohorter)	0,011*** (0,001)	-0,219*** (0,022)	0,009*** (0,001)	0,015*** (0,002)	0,004*** (0,001)
Genomsnitt i utfall.	76,3 %	27,587	2,9 %	5,1 %	0,8 %
Observationer	1 168 874	914 589	1 168 874	568 412	600 462
Kontrollvariabl.	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja

Nor: ***, ** och * innebär att resultaten är statistiskt signifikant skilda från noll på 1-, 5- och 10-procentsnivå. Standardfel i parentes är klustrade på hushållsnivå. "Förälder" är en indikator som fångar att individen har blivit förälder senast år 2014. Den empiriska specifikationen och kontrollvariablerna är identiska med de som definieras i Tabell 3. "Genomsnitt i utfall" avser genomsnitt för den beroende variabeln för gruppen med liten åldersskillnad födda 1956–1964.

8 Slutsats

Den här studien undersöker effekterna av skilsmässolagstiftning på barns långsiktiga utfall. Specifikt utvärderas effekten av reformen av den svenska skilsmässolagstiftningen 1974, vilken innefattade en generell liberalisering av de existerande skilsmässolagarna och införandet av 6-månaders betänketid för föräldrar som vill skilja sig. Till skillnad från många tidigare studier, som ofta har haft svårt att fastställa orsakssamband, använder sig denna studie av en empirisk strategi som möjliggör att de skattade effekterna kan ges en kausal tolkning. Genom att använda en empirisk strategi som drar nytta av att familjer påverkas olika av reformen beroende på äktenskapsstatus eller åldersskillnad mellan syskon, finner jag att skilsmässolagstiftning har tydliga effekter på barns långsiktiga utfall. Utvärderingen av liberaliseringsdelen av reformen indikerar att mer liberal skilsmässolagstiftning försämrar utbildningsutfallen hos barn med gifta föräldrar. Utvärderingen av betänketiden för skilsmässa visar att barn i familjer som omfattades av denna lagstiftning under längre tid har en minskad

sannolikhet att vara med om att föräldrarna skiljer sig och en ökad sannolikhet att uppnå en gymnasieexamen.

Det faktum att betänketidens påverkan på båda huvudutfallen (skilsmässor och andelen som slutför gymnasiet) är jämförbara i storlek (1,9 procentenheters skillnad i skilsmässor och 1,5 procentenheters skillnad för gymnasieexamen) indikerar att det är osannolikt att det är faktiska skilsmässor som driver merparten av effekten på barnens utbildningsutfall (med andra ord skulle den del av effekten som drivs av skilsmässor behöva vara orimligt stor för att förklara en betydande del av resultaten för utbildningsutfall). Vidare analyser av potentiella mekanismer indikerar också att förändringar i föräldrars beteende utöver benägenheten att skiljas (t.ex. mer tid tillbringad med barnen) till följd av reformen troligen är den primära kanalen som bidrar till de observerade effekterna på barns utfall.

Den generella slutsatsen baserat på resultaten är att lagstiftning som syftar till att minska risken för att föräldrar skiljer sig kan ha positiva effekter på barns långsiktiga utfall. Med andra ord kan skilsmässorestriktioner, under rätt förutsättningar, ha positiva effekter för barnen. Dock är det av yttersta vikt att även väga sådana begränsningar mot potentiella effekter för föräldrarna.¹⁵ Resultaten i studien visar därmed att det kan finnas avvägningar att göra gällande föräldrars rätt att skilja sig obehindrat och hur detta drabbar deras barn. Beslutsfattare bör även i framtiden noga överväga hur lagstiftning påverkar barn när lagar som rör äktenskap och skilsmässa stiftas.

Sammanfattningsvis belyser denna studie att familjer kan påverkas avsevärt av skilsmässolagstiftning. Det är dock viktigt att ha i åtanke att effekterna av reformen som utvärderas i rapporten baseras på barn födda under 1950- och 1960-talet. Effekten av förändringar av skilsmässolagstiftningen i dagens samhälle kan mycket väl vara svagare givet den sjunkande andelen gifta föräldrar, minskat stigma samt förändrat beteende kring skilsmässor (exempelvis mer växelvist boende) och kvinnors starkare koppling till arbetsmarknaden jämfört med 1970-talets Sverige. En begränsning i studien är en avsaknad av mer direkta mått på familjers beteende för att bättre förstå de mekanismer som ligger till grund för hur lagstiftning kring skilsmässa påverkar barns långsiktiga utfall. Framtida forskning bör försöka gräva djupare i denna fråga.

¹⁵ I den engelska rapporten (Hertegård 2024) visar jag att betänketiden verkar ha positiva effekter på föräldrars arbetsinkomster, sannolikhet att vara gifta i det långa loppet samt minskar mortalitetsrisken.

Referenser

- Angrist, J. D. & Pischke, J.-S. (2008). *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*. Princeton University Press.
- Amato, P. R. (2010). Research on divorce: Continuing trends and new developments. *Journal of Marriage and Family*, 72(3), 650–666.
- Björklund, A. och Sundström, M. (2006). Parental separation and children's educational attainment: A siblings analysis on Swedish register data. *Economica*, 73(292), 605–624.
- Black, S. E., Devereux, P. J. & Salvanes, K. G. (2005). Why the Apple Doesn't Fall Far: Understanding Intergenerational Transmission of Human Capital. *American Economic Review*, 95(1), 437–449.
- Brassiolo, P. (2016). Domestic violence and divorce law: When divorce threats become credible. *Journal of Labor Economics*, 34(2), 443–477.
- Cáceres-Delpiano, J. och Giolito, E. (2012). The impact of unilateral divorce on crime. *Journal of Labor Economics*, 30(1), 215–248.
- Chen, Y.-C., Fan, E. och Liu, J.-T. (2019). *Understanding the Mechanisms of Parental Divorce Effects on Child's Higher Education*. National Bureau of Economic Research.
- Chiappori, P.-A., Fortin, B. och Lacroix, G. (2002). Marriage market, divorce legislation, and household labor supply. *Journal of Political Economy*, 110(1), 37–72.
- Corradini, V. och Buccione, G. (2023). Unilateral divorce rights, domestic violence and women's agency: Evidence from the Egyptian Khul reform. *Journal of Development Economics*, 160, 102947.
- Cunha, F., Heckman, J. J., Lochner, L. och Masterov, D. V. (2006). Interpreting the evidence on life cycle skill formation. *Handbook of the Economics of Education*, 1, 697–812.
- Fernández, R. & Wong, J. C. (2014). Divorce risk, wages and working wives: A quantitative life-cycle analysis of female labour force participation. *The Economic Journal*, 124(576), 319–358.
- Freudenberg, N. och Ruglis, J. (2007). Peer reviewed: Reframing school dropout as a public health issue. *Preventing Chronic Disease*, 4(4).

- Frimmel, W., Halla, M. och Winter-Ebmer, R. (2016). How does parental divorce affect children's long-term outcomes? CEPR Discussion Paper No. DP11339.
- García-Ramos, A. (2021). Divorce laws and intimate partner violence: Evidence from Mexico. *Journal of Development Economics*, 150, 102623.
- Gerstel, N. (1987). Divorce and stigma. *Social problems*, 34(2), 172–186.
- González, L. och Özcan, B. (2013). The risk of divorce and household saving behavior. *Journal of Human Resources*, 48(2), 404–434.
- González, L. och Viitanen, T. (2018). The Long-Term Effects of Legalizing Divorce on Children. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 80(2), 327–357.
- Gould, E. D., Simhon, A. och Weinberg, B. A. (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.
- Gruber, J. (2004). Is making divorce easier bad for children? The long-run implications of unilateral divorce. *Journal of Labor Economics*, 22(4), 799–833.
- Heckman, J. J. (2000). Policies to foster human capital. *Research in Economics*, 54(1), 3–56.
- Heckman, J. J., Lochner, L. J. och Todd, P. E. (2008). Earnings functions and rates of return. *Journal of Human Capital*, 2(1), 1–31.
- Heckman, J. J. (2011). The economics of inequality: The value of early childhood education. *American Educator*, 35(1), 31.
- Heggeness, M. L. (2020). Improving child welfare in middle income countries: The unintended consequence of a pro-homemaker divorce law and wait time to divorce. *Journal of Development Economics*, 143, 102405.
- Hertegård, E. (2024). Divorce law reform, family stability, and children's long-term outcomes. IFAU Working paper 2024:11
- Jänträ-Jareborg, M. (2014). Den internationella familjerätten i Europa. *Svensk Juristtidning*, 226–243.

- Kabátek, J. och Ribar, D. C. (2020, 12). Daughters and Divorce. *The Economic Journal*. Retrieved from <https://doi.org/10.1093/ej/ueaa140> (ueaa140) doi: 10.1093/ej/ueaa140
- Kearney, M. S. (2023). *The Two-Parent Privilege: How Americans Stopped Getting Married and Started Falling Behind*. In *The Two-Parent Privilege*. University of Chicago Press.
- Kearney, M. S. & Levine, P. B. (2012). Why is the teen birth rate in the United States so high and why does it matter? *Journal of Economic Perspectives*, 26(2), 141–63.
- Kravdal, Ø. och Grundy, E. (2019). Children's age at parental divorce and depression in early and mid-adulthood. *Population Studies*, 73(1), 37–56.
- Le Forner, H. (2020). Parents' Separation: What Is the Effect on Parents' and Children's Time Investments? halshs-02937830.
- Lochner, L. J. (2020). Education and crime. In *The Economics of Education* (pp. 109–117). Elsevier.
- OECD. (2018). OECD Family Database. <http://www.oecd.org/els/family/database.htm> (Accessed: September 9, 2020).
- Oreopoulos, P. & Salvanes, K. G. (2011). Priceless: The nonpecuniary benefits of schooling. *Journal of Economic Perspectives*, 25(1), 159–84.
- Piketty, T. (2003). The impact of divorce on school performance: Evidence from France, 1968–2002. Available at SSRN 482863.
- Ringdal, C. och Sjørusen, I. H. (2021). Household bargaining and spending on children: Experimental evidence from Tanzania. *Economica*, 88(350), 430–455.
- SOU 1972:41. (1972). Familj och äktenskap. <https://lagen.nu/sou/1972:41> (Accessed: March 25, 2020).
- Statistics Sweden. (2018). Measuring parental separations. Quality of register-based statistics, background material about demography, children and family. https://www.scb.se/contentassets/08693e38256e46c78d7166f212aa0b79/le0102_2018a01_br_be52br1801.pdf (Accessed: September 9, 2020).
- Stevenson, B. (2007). The impact of divorce laws on marriage-specific capital. *Journal of Labor Economics*, 25 (1), 75–94.

- Stevenson, B. och Wolfers, J. (2006). Bargaining in the shadow of the law: Divorce laws and family distress. *The Quarterly Journal of Economics*, 121(1), 267–288.
- Voena, A. (2015). Yours, mine, and ours: Do divorce laws affect the intertemporal behavior of married couples? *American Economic Review*, 105(8), 2295–2332.
- Weitzman, L. J. (1985). *Divorce Revolution*. Collier Macmillan.

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