

Hur utbildningsinriktningar går i arv

Adam Altmejd

Hur utbildningsinriktningar går i arv^a

av

Adam Altmejd^b

2023-11-06

Sammanfattning

Det är i genomsnitt tre gånger så stor sannolikhet att en person har en viss universitetsutbildning om dennes föräldrar studerat samma inriktning. I rapporten används en kvasi-experimentell statistisk design för att undersöka hur stor del av denna korrelation som faktiskt är ett orsakssamband, dvs. vilken inverkan föräldrars val av inriktning har på vad barnen väljer att studera. Jag finner ett starkt orsakssamband. På aggregerad nivå blir barn 50 % mer benägna att ta examen i ett ämne som deras förälder tidigare har varit inskriven på. Effekten är positiv för de flesta ämnen, men är starkast i teknik, ingenjörsvetenskap, medicin och ekonomi. För dessa inriktningar ökar föräldrarnas inskrivning sannolikheten att barnet tar examen med mellan 2,0 och 12,8 procentenheter. Föräldrarnas arbetsmarknadserfarenhet spelar en viktig roll för att förklara resultaten, men föräldrarnas studieinriktning ökar inte barnets ämnesspecifika färdigheter. Att ha en förälder som gjort samma inriktningssval är heller inte förknippat med högre inkomst. Föräldrar verkar fungera som förebilder, men har inte så stor inverkan på barnets relativa fördelar i fältet. Denna hypotes understöds vidare av det faktum att barn är mindre benägna att följa föräldrar med svaga arbetsmarknadsutsikter, men mer benägna att följa föräldrar av samma kön.

^a Denna artikel är en populärvetenskaplig sammanfattning av forskningsartikeln *Inheritance of fields of study*, publicerad som IFAU Working paper 2023:11. Artikeln har genomgått intern och extern granskning och presenterats vid flera seminarier och konferenser. Forskningen har finansierats av Handelsbanken (W18-0005), IFAU (152/2020) och Forte (2016-07099).

^b adam@altmejd.se, SOFI Stockholms universitet och Handelshögskolan i Stockholm.

Innehållsförteckning

1	Inledning.....	3
1.1	Tidigare forskning.....	5
2	Institutionell kontext, data, och metod.....	8
2.1	Antagningsprocessen till högskolan.....	9
2.2	Databehandling.....	10
2.3	Beskrivande statistik.....	12
2.4	Statistisk metod.....	15
3	Resultat.....	20
4	Mekanismer.....	26
5	Slutsats.....	35
	Referenser.....	38

1 Inledning

Social rörlighet är en förutsättning för att ett samhälle ska uppfattas som rättvist. Utbildningssystemet understödjer rörlighet, och ger barn möjlighet att uppnå högre socio-ekonomisk status än sina föräldrar. Samtidigt ärvs yrken ofta, och en ihållande, stark, korrelation mellan föräldrar och deras barns yrkes- och utbildningsbanor observeras över hela världen. Att förklara denna persistens och att identifiera sätt att öka klassrörligheten har varit en central inriktning för samhällsvetenskaplig forskning i årtionden.¹ Trots att ämnet givits stor uppmärksamhet vet vi fortfarande lite om de orsakssamband som förklarar denna upplevda orättvisa. Uppskattningar av orsakssamband är viktiga, eftersom de separerar direkt föräldrainsflytande från effekten av normer och andra faktorer som påverkar båda generationerna. I den här rapporten undersöker jag i vilken grad föräldrars val av utbildningsinriktning orsakar deras barns studieval. För att göra det jämför jag föräldrar som ansöker om att studera en särskild inriktning men som hamnar antingen precis över eller under en antagningsgräns. Jag visar att när en förälder skrivs in på en särskild inriktning blir deras barn 50 % mer benäget att ta en examen från samma fält. Studerat separat per inriktning är effekten som starkast för teknik, medicin, ingenjörsvetenskap och ekonomi, och nästan aldrig negativ.

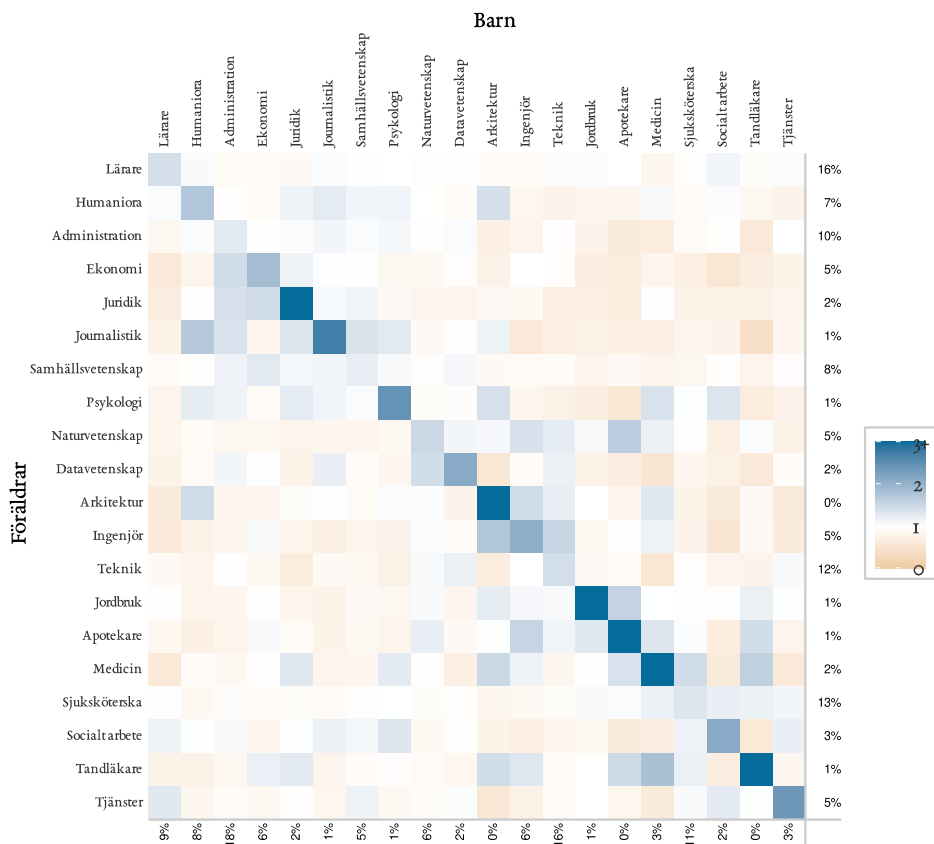
Valet av högskoleinriktning är ett av de mest betydelsefulla beslut en individ fattar. En examen från ett särskilt fält är början på en karriärbana och en nödvändig förutsättning för många yrken. Många decennier skiljer två generationers utbildningsval från varandra. När barnen väljer utbildning har föräldrarna oftast arbetat i många år, varför utbildningsvalet sannolikt ärvs genom föräldrarnas yrke. Denna rapport bekräftar vikten av att föräldern haft en positiv erfarenhet på arbetsmarknaden: det är särskilt barn till de föräldrar som förväntas tjäna bra som väljer samma utbildning. Men nationalekonomiska teorier om varför yrken går i arv bygger ofta på att barn väljer samma bana då det ger dem en relativ fördel. Jag finner svagt stöd för denna mekanism. Barn verkar inte ärva ämnes-specifika färdigheter, och blir faktiskt mindre benägna att välja en utbildning om deras föräldrars inkomst förväntas vara relativt låg (ligga i den första kvartilen av inkomstfördelningen). Döttrar är mer sannolika att följa mammor och söner pappor. Studiens resultat tyder snarare på att föräldrar agerar förebilder, och att deras val är mer lättillgängliga.

Figur 1 presenterar en matris över korrelationer mellan föräldrar och barn för olika utbildningsinriktningar. Färgen i varje cell indikerar hur mycket vanligare

¹ Även om den empiriska studien av social rörlighet började mycket tidigare, har intergenerationell persistens av utbildning beforskats åtminstone sedan Becker (1964) och Coleman m.fl. (1966).

det är att ha en examen i ett visst ämne, bland barn med en förälder som innehar en viss examen, jämfört med hela befolkningen av barn med högskoleexamina.

Figur 1 Intergenerationella korrelationer av utbildningsfält



Not: Figuren visar andelen av alla med universitetsexamina som har en examen i ett visst ämne. Föräldrar kopplas till sina barn, och totala andelar anges i utkanterna av bilden. Tex har 5 % av föräldrarna en examen i Ekonomi. Bland alla barn är denna siffra 6 %. Cellerna i bilden är färgade efter hur mycket vanligare en examen är för de barn som också har en förälder med en motsvarande examen. För ekonomi gäller ungefär en faktor 2, dvs att det är så många som 12 % av alla barn med ekonomiföräldrar som också har en examen i ekonomi.

Diagonalen visar den starka intergenerationella korrelationen i utbildningsinriktningar, men också den stora variationen mellan fält. Barn till tandläkare tar examen i tandvård mer än 7 gånger så ofta som övriga universitetsutbildade, men barn till sjuksköterskor är bara cirka 1,3 gånger mer benägna att bli sjuksköterskor. Dessutom syns inga negativa förhållanden på diagonalen. Syftet med denna studie är att mäta hur stor del av denna korrelation som faktiskt orsakas av föräldrarnas utbildningsval, snarare än andra faktorer som påverkar båda generat-

ionerna. De kausala effekter som jag finner är stora, men inte lika stora som korrelationerna i Figur 1. På aggregerad nivå orsakar föräldrarnas inskrivning på ett program med en viss inriktning en ökning av sannolikheten att dennes barn tar en examen med samma inriktning med 50 %.

För att identifiera den kausala effekten, och särskilja den från korrelationen, studerar jag sökande till universitetsprogram som slumpmässigt befinner sig antingen precis över eller under en antagningsgräns till ett program de sökt till.

Jag undersöker sedan huruvida deras barn också söker sig till samma inriktning. Med andra ord jämför jag föräldrar som skulle vilja studera en viss inriktning, men där vissa inte blir antagna. Denna statistiska metod, som kallas regressionsdiskontinuitet (RDD), tillåter mig att identifiera orsakssambandet mellan föräldrar och barns val av utbildningsinriktning. Det innebär dock att jag identifierar en lokal effekt: det uppskattade sambandet gäller de föräldrar vars val av utbildningsinriktning faktiskt påverkas av vilken sida om antagningsgräns de hamnar på.

1.1 Tidigare forskning

Denna studie bidrar till flera stora litteraturströmningar. Forskningsartiklar om intergenerationell överföring av utbildningsnivå, inkomst och hälsa har länge försökt mäta kausala effekter.² Eftersom social och ekonomisk ställning förs över mellan generationer är detta inte en enkel uppgift. Familjer kan leva i ett socialt skikt där högre utbildning värderas, vilket får varje generation att söka sig till vissa utbildningar. Att studier som inkluderar ytterligare generationer eller större familjenätverk hittar ännu starkare korrelationer (Lindahl m.fl. 2015; Adermon, Lindahl och Palme 2021), stärker denna tes. Men det är osannolikt att dessa artiklar fångar orsakssamband (Braun och Stuhler 2018).

Dahl, Rooth och Stenberg (2023) är den enda andra artikeln som studerar kausal överföring av utbildningsinriktningar mellan generationer. De använder en liknande statistisk metod, men tittar på gymnasieval i stället för utbildningar på högskolor och universitet. Kopplingen mellan gymnasieprogram och yrken är svagare, och det är därför inte förvånande att deras uppmätta effekter är betydligt mindre i storlek än de som presenteras här. Intressant är att de finner liknande effekter efter kön, åtminstone för söner, som också följer sina fädernas gymnasieval betydligt oftare. De finner att mödrar främst påverkar sina döttrar inom manligt dominerade fält. Tabell 9 i denna rapport visar positivt moderligt inflytande på ett flertal inriktningar, som i de flesta fall är starkare för döttrar.

² Sammanfattas i exempelvis Björklund och Salvanes (2011) och Black och Devereux (2011).

Majoriteten av forskningen om social rörlighet och intergenerationell överföring av utbildning försöker dock inte identifiera orsakssamband. Inom sociologi finns en rad studier som mäter korrelationen mellan utbildningsfält.

Närmast denna studie ligger Hällsten och Thaning (2018) som studerar korrelationer mellan svenska barns och föräldrars utbildningsinriktningar. Likt studier från andra länder (Kraaykamp, Tolsma och Wolbers 2013; Andrade och Thomsen 2017), finner de en stark korrelation, främst mellan fäder och söner.

De orsakssamband som presenteras i denna rapport är starkare mellan män, men också döttrar ärver både faders och mödrars utbildningsval.

En separat forskningslitteratur undersöker sambandet mellan föräldrars och barns yrkesval. En ofta teoretiserad förklaring till de starka korrelationerna som illustreras i Figur 1 är att barn har en relativ fördel när de väljer samma yrke som sina föräldrar. De får denna fördel genom överföring av yrkesspecifika resurser.

Föräldrar kan överföra kunskap aktivt vid samtal vid middagsbordet eller när barn hjälper sina föräldrar med arbetsrelaterade uppgifter. Förmågor och färdigheter kan också överföras passivt genom genetiska och sociala resurser.

Situationer där sociala resurser används för att hjälpa ett barn att avancera, trots att det finns bättre kvalificerade kandidater tillgängliga, kallas för nepotism. Även om all intergenerationell korrelation i yrkesval kan uppfattas som orättvis, är nepotism särskilt skadligt och minskar samhällets totala välfärd.

Arbetsmarknadsekonomer har länge varit intresserade av att studera yrkesval och mäta graden av nepotism.³ Två studier av särskild relevans för denna studie behandlar skillnader mellan utbildningsinriktningar direkt. De la Croix och Goñi (2021) studerar nepotism inom akademien. De uppskattar intergenerationella samband och visar att nepotism historiskt spelat en mycket större roll för juridiska och medicinska forskare jämfört med forskare inom teologi och naturvetenskap. Aina och Nicoletti (2018) studerar intergenerationella samband

³ Tidiga viktiga arbeten inkluderar ett antal artiklar av Lentz och Laband. De visar att barn till läkare har större sannolikhet att bli antagna till läkarutbildningen (Lentz och Laband 1989), att advokater överför juridisk kunskap till sina barn (Laband och Lentz 1992), att bönder tenderar att vara söner till bönder eftersom erfarenheten de får under uppväxten ger dem en relativ yrkesmässig fördel (Laband och Lentz 1983), och argumenterar för en analog mekanism som förklarar arvet av entreprenörskap (Lentz och Laband 1990). Liknande resultat presenteras i en nyare artikel av Hvide och Oyer (2018), som visar att manliga entreprenörer är benägna att starta ett företag inom en bransch där deras fäder är anställda—och de som gör det har större sannolikhet att överträffa andra entreprenörer inom den branschen, samt Bell m.fl. (2019) som finner att växa upp i ett område med många innovatörer har en kausal inverkan på sannolikheten att en individ registrerar ett patent. Dunn och Holtz-Eakin (2000) hävdar att egenföretagande bättre förutsågs av föräldrarnas framgång som egenföretagare än av individens eller föräldrarnas finansiella resurser. Ytterligare viktiga artiklar som identifierar kausala effekter är exempelvis Bennedsen m.fl. (2007), som visar att utnämningen av en VD från familjen har stora negativa effekter på företagets prestation, och Dal Bó, Dal Bó och Snyder (2009), som visar att politisk framgång bygger dynastier.

inom vissa professioner och finner särskilt starka korrelationer för yrken som har höga inträdesbarriärer på grund av licensiering eller obligatoriska praktikperioder. De kausala resultat som presenteras i denna rapport följer inte detta mönster. Bland de oftast ärvda inriktningarna är medicin det enda som leder till en skyddad yrkestitel. Snarare än att generera relativa yrkesmässiga fördelar tyder resultaten på att föräldrar agerar förebilder. Till exempel visar Tabell 7 att barn påverkas negativt av föräldrar inskrivna vid fält där de förväntas ha relativt låga inkomster (tjäna under 56:e percentilen i inkomstfördelningen).

Slutligen bidrar denna studie till litteraturen om den relativa betydelsen av arv och miljö för att förklara skolresultat. Alla intergenerationella samband som inte beror på genetiska egenskaper orsakas per definition av miljön, som ofta interagerar med gener. Äftlighetsforskning har funnit betydande påverkan på utbildningsresultat från både gener och miljöfaktorer (Branigan, McCallum och Freese 2013; Polderman m.fl. 2015). I dessa studier tillskrivs all variation som inte kan kopplas till genetik miljön. Att likställa miljö med uppfostran är dock missvisande, eftersom studierna inte säger något om i vilken utsträckning dessa miljömässiga faktorer kan kontrolleras. Tvärtom är en betydande del av den icke-genetiska effekten sannolikt orsakad av en mängd olika, slumpmässiga, händelser (Plomin 2011). För att rekommendera förändringar i politik eller individuell beteende måste vi hitta kausala mekanismer som faktiskt kan kontrolleras. Medan de senaste studierna i beteendegenetik har identifierat genetiska markörer som förklarar så mycket som 10 % av variabiliteten i utbildningsår (J. J. Lee m.fl. 2018), har få framgångar gjorts vad gäller miljöfaktorer. Denna studie bidrar med en sådan faktor. Studien undersöker en mekanism som föräldern har kontroll över, nämligen hur dennes val av utbildningsinriktning direkt påverkar barnets val. Även om den uppmätta effekten är en mycket liten del av vad beteendegenetiska studier skulle tillskriva "miljö" är det en av de första exakt skatade kausala miljöfaktorerna.

Sammanfattningsvis har samhällsvetare länge studerat intergenerationella korrelationer i utbildning. På grund av svårigheten att producera experimentella data som sträcker sig över generationer saknas kausala analyser av dessa viktiga effekter. Bidraget från denna studie är att uppskatta storleken på den kausala överföringen av utbildningsinriktningar och därmed öka förståelsen för hur utbildning och, mer allmänt, social status, överförs mellan generationer.

Resultaten är viktiga för forskare, beslutsfattare, och föräldrar. Beslutsfattare som vill öka den sociala rörligheten måste ta hänsyn till denna självförstärkande mekanism och ge barn ytterligare förebilder för att säkerställa att de har tillräcklig kunskap om alternativa karriärvägar. Vissa sökande till universitet och högskolor kanske omprövar sina val med vetskap om att vad de väljer också påverkar

deras framtida barns studier, och föräldrar som inte vill att deras barn ska följa i deras fotspår bör tänka på att ge ytterligare uppmärksamhet åt alternativa vägval.

2 Institutionell kontext, data, och metod

Ansökning till den svenska högskolan sker via ett centralt antagningssystem. Under höstterminen 2018 erbjöds 1 817 olika program (på både grund- och avancerad nivå) vid 37 institutioner. Individer ansöker genom att skicka in en ranking av sökalternativ. Varje alternativ är ett program vid en specifik institution. Om programmet fullföljs, belönas studenten med en ämnesspecifik kandidat- eller masterexamen. När ett program har fler sökande än platser sorteras studenter efter tidigare akademisk prestation.

I denna studie använder jag data över ansökningar till högskolor och universitet som gjorts mellan 1977 och 2021.⁴ I analysen inkluderar jag individer som sökte till högskolor och universitet mellan 1977 och 1992. Jag länkar sedan dessa sökande till deras barn (om de har några) för vilka jag observerar ansökningar fram till slutet av 2021.

Jag använder ansökningsdata från tre källor. Ansökningar från det nuvarande antagningssystemet (2008–2021) kommer från Universitets- och Högskolerådet (UHR). Äldre ansökningar hämtas från UHÄ- (1977–1992) och VHS-arkiven (1993–2005) vid Riksarkivet.⁵ Jag länkar ansökningarna med hjälp av individuella löpnummer till data från Statistiska centralbyrån (SCB) om antagning, examina, gymnasiebetyg, socioekonomiska egenskaper och familjeförbindelser, registrerade fram till och med 2021.⁶

⁴ Det blev obligatoriskt för institutioner att sköta antagningen till sina program via det centraliserade systemet först 2005. Även om de flesta universitet och högskolor deltog från början av studieperioden 1977 anslöt sig vissa senare eller inkluderade endast ett urval av sina erbjudna program. Deltagandet ökade dock över tiden, så programmen som föräldrarna ansökte till kommer alltid att finnas i data när jag studerar beteendet hos deras barn.

⁵ Data saknas tyvärr för höstterminen 1992, och det finns endast partiell data tillgänglig för åren 2006 och 2007.

⁶ Information om examination kommer från Utbildningsregistret, som inkluderar både registrerade examina som tilldelats av svenska institutioner och information om högst uppnådd utbildning som samlats in genom enkäter och andra källor. Familjeförbindelser hämtas från Flergenerationsregistret. För att säkerställa att jag inkluderar alla potentiella familjemedlemmar i samma familjeidentifierare (används för klusterung av standardfel) räknar jag det kompletta nätverket av individer som är kopplade genom barn som samma familj, men studerar endast biologiska och adoptivföräldrar när jag mäter intergenerationell överföring av utbildning. Om två skilda föräldrar får ytterligare barn med nya partners inkluderas alla barn i samma familjeidentifierare.

2.1 Antagningsprocessen till högskolan

För att vara behörig till högskolan måste den sökande ha avslutat gymnasiet eller, för tidigare år, ha minst fyra års arbetslivserfarenhet. Vissa högskoleprogram kräver också godkända betyg i specifika gymnasieämnen. Teknikprogram, till exempel, kräver ofta slutförda gymnasiekurser i naturvetenskap och matematik. Individer som inte har tagit dessa kurser på gymnasiet kan komplettera sina examina med förberedande vuxenutbildning för att bli behöriga.

Varje termin har en egen ansökningsperiod, med deadline i mitten av april och oktober. Sökande skickar in rangordnade listor med upp till 12 (20 efter 2005) kombinationer av program och institution, nedan kallade sökalternativ eller bara alternativ.⁷ Alla sökande till ett givet alternativ rankas efter sina poäng i de antagningsgrupper som de är behöriga för. Uppsättningen av tillgängliga antagningsgrupper varierar över program och tid. Under en övergång mellan olika gymnasiala betygssystem användes separata grupper för varje system.

Studenter med äldre gymnasieexamina tävlade endast mot andra studenter med samma typ av betyg, medan de med nyare examina antogs i en separat grupp. Det finns specifika grupper för antagning via Högskoleprovet. Under perioden 1977 till 2005 kunde sökande som hade arbetslivserfarenhet tävla i en grupp där antalet år de arbetat gav bonuspoäng. Under en del av denna period fanns det också en grupp där man var behörig endast under de tre första åren efter man tagit studenten. Antalet platser som reserveras för varje antagningsgrupp är proportionellt mot antalet behöriga sökande i den gruppen. För att ta hänsyn till urval i dessa grupper och att antagningspoäng inte alltid är direkt jämförbara, standardiserar jag poäng separat för varje grupp och termin. I regressionsanalyserna inkluderar jag så kallade fixa effekter för varje antagningsgräns, som alltså är unika för varje kombination av termin, institution, sökalternativ, och antagningsgrupp, och separata linjära funktioner av antagningspoängen för varje antagningsgrupp. Detta gör det möjligt att kontrollera för eventuella skillnader mellan antagningsgrupper och se till att resultaten är jämförbara över olika program och tidpunkter.

Varje ansökningsperiod består av två omgångar. Under varje omgång antar en allokeringsmekanism studenter till alternativ tills antingen alla platser har fyllts eller alla sökande har antagits. Sökande rangordnas efter poäng i varje antagningsgrupp de är berättigade till och antas sedan en efter en. Om en sökande

⁷ I det nuvarande systemet, i bruk sedan 2005, kan studenter ansöka till både utbildningsprogram och enskilda kurser i samma ansökan. Före 2005 behandlades endast ansökningar till program i det centraliserade systemet. För föräldrar undersöker jag därför bara ansökningar till program. I det nuvarande systemet, under vilket de flesta av barnens ansökningar observeras, inkluderar jag också ansökningar till enskilda kurser för resultatvariabler relaterade till att ansöka eller registrera sig inom ett särskilt fält.

är berättigad att bli antagen i flera antagningsgrupper, antas hen i den grupp som har flest platser kvar. En sökande som antas i en grupp tas bort från kön i alla andra grupper. När alla platser är fyllda, tas sökande som antagits till högre prioriterade alternativ bort från de alternativ de rankat lägre och ersätts där av nästa person i kön från samma antagningsgrupp. När inga fler individer antas avslutas processen och erbjudanden skickas ut. Sökande beslutar sedan om de vill acceptera sina erbjudanden och om de vill stanna kvar på väntelistan för antagning till högre rangordnade alternativ. Antagningsförfarandet upprepas sedan i en andra omgång.⁸

Efter framgångsrik antagning registrerar sig studenter genom att helt enkelt delta i inledande föreläsningar. Eftersom studenter måste slutföra akademiska poäng varje termin för att inte förlora sitt studiemedel registreras inskrivning centralt. Jag använder denna inskrivningsdata både för att studera effekten av föräldrarnas inskrivning och som utfallsvariabel (om barnet skriver in sig på inriktningen).

Efter att ha samlat tillräckligt med akademiska poäng och uppfyllt olika andra krav (som att ha skrivit en uppsats) kan studenten ansöka om en ämnesspecifik examen på kandidat- eller masternivå. Dessa examina registreras av SCB i Högskoleregistret. Jag använder barnets fullbordande av en examen inom föräldrarnas fält som den huvudsakliga utfallsvariabeln i studien. Det händer dock att individer får jobb innan de slutför alla krav för att ansöka om examen.

Dessutom, eftersom examina slutförs flera år efter första inskrivning, kanske barn som följer sina föräldrar inte har hunnit avsluta sin utbildning när data tar slut. Det är därför troligt att effekten på barns inskrivning är större än den på examensfullbordandet. I kombination ger dessa utfallsvariabler ett intervall på styrkan i utbildningsfältets ärftlighet.

2.2 Databehandling

För att ansökningsdata ska kunna användas i en regressionsdiskontinuitetsanalys bearbetar jag det på följande sätt.⁹ Först identifierar jag antagningsgränser för varje antagningsgrupp och sökalternativ, definierade som det lägsta jämförelsetalet bland alla antagna studenter i gruppen. Antagningsgränser definieras endast för de alternativ och antagningsgrupper där det också finns sökande som inte antogs i slutet av ansökningsomgången. Jag tar bort sökande som antogs i icke-standardiserade antagningsgrupper och institutioner som endast erbjuder prak-

⁸ För en mer detaljerad beskrivning av algoritmen som styr antagningsprocessen, se handlingarna i fallet T 3897-08 (2009) i Uppsala tingsrätt.

⁹ Jag bygger vidare på Kirkeboen, Leuven och Mogstad (2016) när det gäller att definiera mitt urval och estimeringsstrategi.

tiska program, eftersom dessa antagningsresultat inte kan användas för RDD-analys.

Jag använder antagningsgränser, antagningsstatus och individuella poäng från den slutliga antagningsomgången, men behåller individuella rangordningar från den första omgången. Anledningen är att resultat från den andra omgången påverkas av svaren på erbjudanden från den första omgången. Sökande hoppar ofta av väntelistan för sökalternativ som de annars skulle ha blivit antagna till.

Att använda poäng från den andra omgången för att beräkna antagningsgränser ökar samtidigt träffsäkerheten i den statistiska analysen avsevärt, eftersom en stor andel sökande direkt under antagningsgränsen i den första antagningen antas i den andra omgången.¹⁰ Det är dock av största vikt att använda första omgångens preferensrankning, även om detta minskar träffsäkerheten. Anledningen är att det sannolikt inte är slumpmässigt vilka som väljer att hoppa av eller stanna kvar i kön efter första omgången. Att använda rangordningar från andra omgången skulle i så fall snedvrída de kausala estimaten.

Jag använder endast den antagningsgrupp där sökanden presterade bäst (hade den högsta relativa poängen). Om de ligger under antagningsgränsen i alla grupper är detta den grupp där hen skulle ha blivit antagen om gränsen varit något lägre. Om hen blev antagen är det den grupp som användes för antagning. Jag tar bort dominerade alternativ, där ett lägre rankat val har en högre gräns och där den sökande därför aldrig skulle bli antagen.

Jag fortsätter sedan med att skapa observationer bestående av par av föredragna och alternativa utbildningsinriktningar och klassificerar inriktningar i både manuellt konstruerade breda kategorier och i en mer smal klassificering som skapats av SCB. Vidare slår jag ihop jag efterföljande alternativ till samma inriktning, och behåller endast det program där den sökande presterade som bäst (hade högst poäng relativt antagningsgränsen). Detta kan vara ansökningar till samma inriktning vid olika institutioner, eller till olika program inom samma inriktning vid ett och samma universitet/högskola, eller både och. De flesta tabeller och figurer i rapporten inkluderar skattningar för både breda och smala kategoriseringar av inriktningar. Den breda kategoriseringen har fördelen att skillnaden mellan kategorierna är relativt stor. Eftersom analysen endast inkluderar sökanden i marginalen mellan olika inriktningar leder bredare kategorier till något större effekter. Nackdelen är att kategoriseringen, skapad av författaren, är något godtycklig. Den smala kategoriseringen, skapad av SCB (kallas

¹⁰ Eftersom sökande inte vet var antagningsgränsen kommer att vara när de skickar in sin ansökan eller när de bestämmer vad de ska göra efter den första omgången, skadar detta heller inte möjligheten att identifiera ett orsakssamband.

utbildningsgrupp eller SUNGrp), är mycket mer detaljerad, med t.ex. fyra olika ämnesområden som alla hamnar under den breda inriktningen teknik.¹¹

I den färdigställda ansökningsdata som används i analysen består varje observation av ett par av inriktningar. En observation inkluderar ett föredraget fält j och ett kontrafaktiskt fält k , som den sökande skulle antas till om hen ligger under gränsen för j . Jag behåller alla sådana kombinationer för varje sökande.

För en specifik sökande kan urvalet innehålla flera observationer där sökanden ligger under antagningsgränsen men högst en observation där hen ligger över.¹²

Jag slår samman dessa data om föräldrars fält med information om deras eventuella barn, så att förälderdata kopplas till alla (biologiska eller adopterade) barn. I varje analys sätts utfallsvariabeln till 1 när barnet ansöker till, skriver in sig i, eller tar examen från det fält j som dennes förälder föredrog, och till 0 annars. Värdet 0 ges även till barn som inte ansöker till högskolan alls under den studerade perioden, och även till sökande som inte har några barn alls.

I analysen fokuserar jag på föräldrar som ansöker till högskolan under åren 1977–1992 och är under 30 år när de söker. Jag inkluderar både sökande som har barn och de som inte har det, eftersom borttagande av sökande utan barn skulle riskera att snedvrider resultaten. Eftersom ansöknings-, antagnings- och examensdata slutar 2021 är det troligt att vissa barn som kommer att följa sina föräldrar ännu inte gjort det. För att vara på den säkra sidan antar jag att alla dessa barn ej kommer följa sina föräldrar. Eftersom några troligtvis kommer att göra det är den effekt som redovisas troligtvis en viss underskattning av den verkliga effekten.

2.3 Beskrivande statistik

Tabell 1 redovisar beskrivande statistik för huvudurvalet (andra kolumnen), men också hur detta urval av sökande skiljer sig från alla sökande (första kolumnen). Huvudurvalet är de sökande som befinner sig nära en antagningsgräns (med antagningspoäng maximalt 1,5 standardavvikelser från gränsen).

¹¹ I den engelska versionen av denna rapport undersöker jag också sökande på marginalen mellan andra kombinationer av sökalternativ. Jag grupperar individers ansökningar efter institutioner, pendlingszoner och kombinationen av institution och inriktning och kan på så vis studera hur t.ex. en förälders inskrivning på en viss institution påverkar barnets sannolikhet att studera där.

¹² Detta innebär att för varje sökande finns det ett lägst rankat par för vilket det kontrafaktiska alternativet är ingen inriktning. För sökande som endast sökt till en utbildningsinriktning är detta deras enda observation i data. Totalt sett har cirka 75 % av observationerna "ingenting" som kontrafaktiskt fält. Det näst vanligaste kontrafaktiska ämnesområdet är teknik med cirka 4 % av urvalet.

Tabell 1. Beskrivande statistik

	Alla sökande	Huvudurval (inom band- bredd)	Födda ≤ 1998	Barn söker
Antagningspoäng (std)	0,05 (1,04)	0,16 (1,00)	0,24 (1,03)	0,24 (1,01)
Förälderns födelseår	1963,93 (4,99)	1963,96 (5,03)	1961,55 (4,51)	1962,49 (4,69)
Förälderns ålder	20,86 (2,56)	20,87 (2,56)	21,36 (2,91)	21,07 (2,68)
Kvinnlig förälder	54,96 %	54,38 %	58,92 %	57,15 %
Förälder född utomlands	3,70 %	3,58 %	3,59 %	3,22 %
Mor/farföräldrar födda utomlands	6,52 %	6,37 %	6,13 %	5,73 %
Förälderns fars inkomst	372,49 (281,56)	375,44 (281,50)	363,72 (249,53)	376,35 (259,32)
Förälderns mors inkomst	185,42 (117,47)	186,69 (119,06)	173,89 (106,95)	180,58 (109,65)
Förälderns far universitetsutbildad	38,67 %	39,39 %	34,86 %	38,44 %
Förälderns mor universitetsutbildad	36,59 %	37,20 %	31,39 %	35,29 %
Barnets födelseår	1996,83 (7,48)	1996,90 (7,50)	1991,76 (4,81)	1993,60 (5,42)
Kvinnligt barn	48,62 %	48,66 %	48,65 %	52,19 %
Barnets gymnasiebetyg (standardiserade)	0,50 (0,93)	0,52 (0,92)	0,50 (0,93)	0,66 (0,85)
Antal unika sökande	360 500	321 147	179 424	195 324
Antal unika sökande × barn	659 866	589 634	350 107	352 274
Antal barn som rankar <i>j</i> först	104 845	91 458	75 381	91 458
Antal barn som skrivs in på <i>j</i>	82 823	72 465	60 762	72 165
Antal barn som tar examen från <i>j</i>	43 064	37 201	35 017	36 685
Antal observationer	999 252	840 926	443 285	454 339

Not: Inkomst mätt i tusentals kronor.

Det är dessa observationer som används för att skatta de kausala sambanden. Huvudurvalet filtreras även ytterligare till föräldrar med barn födda 1998 eller tidigare (tredje kolumnen) och till observationer där barnet faktiskt ansöker till högskolan (fjärde kolumnen).

Skillnaderna mellan urvalen är små, förutom att barnen i de två sista kolumnerna är äldre och har ett något högre betygsgenomsnitt om de söker till högskolan. Notera också hur varje förälder i genomsnitt observeras något mindre än två gånger (inkluderas separat för varje barn) och hur antalet observationer är mycket större än antalet sökande (separata observationer för varje antagningsgräns).

Vidare, som vi kommer att se i resultatavsnittet, är andelen barn som tar examen i föräldrarnas föredragna fält (j) liten. Det finns flera skäl till att nästan dubbelt så många barn skriver in sig som tar examen i föräldrarnas fält. Men den främsta anledningen är troligen att de flesta barnen studerar vid slutet av analysperioden och ännu inte har slutfört sina studier. Dessutom läser många kurser inom samma inriktning som sina föräldrar men tar aldrig någon examen.

Tabell 2 visar ytterligare statistik över huvudurvalet. Här har data delats upp efter breda utbildningsfält. Vi ser att vissa fält är mycket vanligare och att effekten av att hamna över antagningsgränsen på sannolikheten att skrivas in på en utbildning inom fältet varierar avsevärt. Båda dessa faktorer påverkar viktningen av varje ämnesområde i de aggregerade resultat som rapporteras (vanligare fält och fält där antagningsgränsen har större betydelse ges högre vikt). Inskrivning under antagningsgränsen inträffar när sökande ansöker igen och registrerar sig på en utbildning inom fältet inom fem år efter den ursprungliga ansökan.

Tabell 2. Beskrivande statistik per fält

	Observationer	Andel kvinnor	Ålder	Inskrivna under gränsen	Effekten av att hamna över gränsen på sannolikheten för inskrivning
Lärare	159 007	78 %	20,77	41 %	13p.e.***
Humaniora	28 338	72 %	20,89	28 %	9p.e.***
Administration	32 594	59 %	21,03	32 %	11p.e.***
Ekonomi	120 387	46 %	20,95	35 %	18p.e.***
Juridik	54 954	56 %	20,58	27 %	16p.e.***
Journalistik	14 290	64 %	21,77	10 %	38p.e.***
Samhällsvetenskap	44 133	63 %	20,89	15 %	15p.e.***
Psykologi	9 588	66 %	23,25	18 %	25p.e.***
Naturvetenskap	50 460	45 %	20,30	39 %	9p.e.***
Datavetenskap	35 127	38 %	21,02	23 %	18p.e.***
Arkitektur	12 460	55 %	20,94	18 %	35p.e.***
Ingenjör	123 706	22 %	20,24	48 %	15p.e.***
Teknik	21 922	27 %	20,41	35 %	12p.e.***
Jordbruk	14 440	51 %	20,97	33 %	22p.e.***
Apotekare	8 809	83 %	20,42	22 %	17p.e.***
Medicin	31 136	44 %	22,01	48 %	18p.e.***
Sjuksköterska	6 820	80 %	23,17	30 %	16p.e.***
Socialt arbete	42 674	80 %	21,50	26 %	14p.e.***
Tandläkare	10 900	52 %	21,45	39 %	7p.e.**
Tjänster	19 181	78 %	21,17	10 %	14p.e.***

Not: Inskrivna under gränsen är andelen som ej antas i den primära sökombgången men som söker igen och skrivs in på ett program inom utbildningsfältet inom 5 år. + $p \leq 0,1$; * $p \leq 0,05$; ** $p \leq 0,01$; *** $p \leq 0,001$. Dessa värden är så kallade p-värden som indikerar om den aktuella skattningen är statistiskt säkerställt skild från noll, och hur stark den slutsatsen är. P.e. avser procentenheter.

2.4 Statistisk metod

Som vi såg i Figur 1 är utbildningsval starkt korrelerade mellan generationer. Men denna empiriska korrelation kan till stor del förklaras av externa faktorer och bör inte tolkas som orsakssamband. Faktum är att det är mycket svårt att mäta kausala överföringseffekter mellan generationer. Det är svårt att skilja externa influenser från effekter som direkt härrör från föräldrarnas val. Till exempel kan utbildnings- och inkomstnivån hos mor- och farföräldrar eller andra familjemedlemmar påverka både föräldrars och deras barns val av utbildningsfält. En familj kan ha en tradition av att främja medicinska studier som sträcker sig

tillbaka över generationer. Dessutom har de genetiska faktorer som vi vet starkt påverkar antalet studieår troligen också en effekt på valet av utbildningsfält.

För att korrekt mäta den kausala effekten av föräldrars utbildningsval på barns preferenser använder jag en regressionsdiskontinuitetsdesign (RDD). RDD kan skatta orsakssamband under relativt svaga antaganden, men ställer stora krav på data (D. S. Lee och Lemieux 2010). Så länge sökande nära antagningsgränsen inte direkt kan påverka sin antagningsstatus kan RDD-estimat tolkas som orsakssamband.

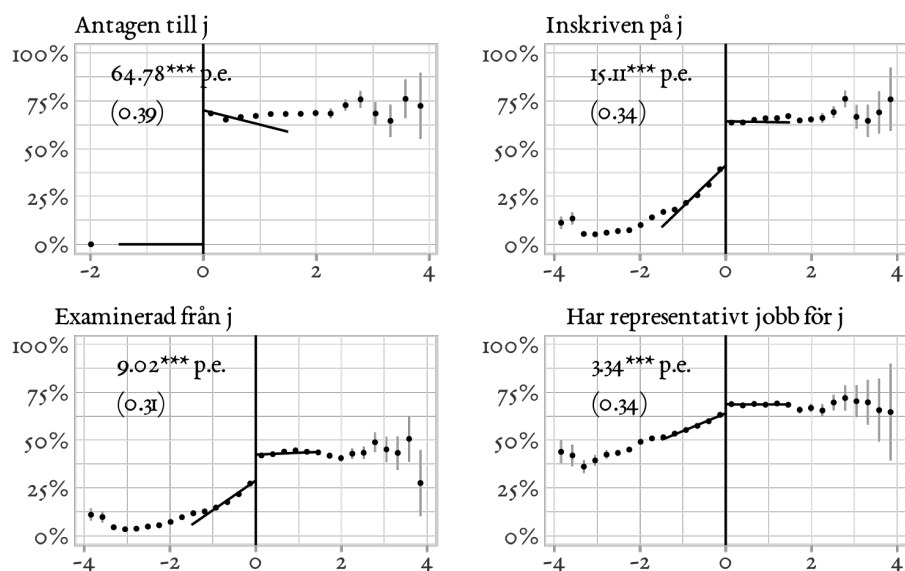
Jag använder metoden för att studera individer som ansöker till högskolor och universitet mellan åren 1977 och 1992. Jag jämför beteendet hos de barn vars föräldrar hamnar precis ovanför en antagningsgräns med beteendet hos barn vars föräldrar hamnar under. Om RDD-antagandena håller kan varje antagningsgräns ses som ett separat naturligt experiment. Jag kombinerar ett stort antal sådana experiment avseende antagning till olika utbildningsprogram och institutioner.

Jag använder en estimeringsstrategi som kontrollerar för separata linjära funktioner av den sökandes poäng över och under antagningsgränsen, samt för varje antagningsgrupp. Med 13 antagningsgrupper inkluderas totalt 26 sådana linjer. Dessutom innehåller ekvationen så kallade fixa effekter för antagningsgränsen (totalt 23 687 stycken) – som medför att individer endast jämförs med andra sökande vid samma antagningsgräns—samt kontroller för det kontrafaktiska fältet, rangordningen på det föredragna alternativet, och den sökandes kön och ålder. I alla regressioner klustras standardfel på både familje- och antagningsgränsnivå. Detta för att ta hänsyn till att det kan finnas ej observerad korrelation mellan individer från samma familj eller som sökt samma alternativ.

Resultaten redovisas i tre former. Först redovisas den kausala effekten av att föräldern är över antagningsgränsen till dennes föredragna inriktning på barnets utbildningsval. Alla föräldrar som är över antagningsgränsen börjar dock inte studera på inriktning j , och alla under börjar inte på k . För att bättre fånga effekten av att föräldern faktiskt läser inriktningen kompletteras dessa resultat med en så kallad instrumentvariabelanalys, där resultaten viktas om efter hur stor andel av föräldrarna som faktiskt valde att studera j . Dessa skattningar fångar därmed på ett bättre sätt effekten av att föräldern faktiskt påbörjar denna utbildningsinriktning. Jag redovisar både effekten av att föräldern skrivs in på inriktningen och av att hen erhåller en examen från inriktningen.

Figur 2 visar andelen föräldrar över och under antagningsgränsen som antas till inriktning j , skrivs in på j , tar examen från j , eller får ett jobb som är typiskt för j . Per definition antas ingen under antagningsgränsen. Bland de som hamnat över antagningsgränsen antas däremot ca 65 %; se den första delfiguren. I de andra delfiguren är även punkterna till vänster om antagningsgränsen över noll.

Figur 2. Effekten av att hamna över antagningsgränsen



Not: Figuren visar effekten (i procentenheter) av att vara över antagningsgränsen på olika studieutfall i den föredragna inriktningen j . + $p \leq 0,1$; * $p \leq 0,05$; ** $p \leq 0,01$; *** $p \leq 0,001$. Dessa värden är så kallade p-värden som indikerar om den aktuella skattningen är statistiskt säkerställt skild från noll, och hur stark den slutsatsen är.

Inskrivning på j betyder att personen registreras på ett program inom inriktningen j inom 5 år från ansökningstillfället. Personer till vänster om antagningsgränsen men som ändå räknas som inskrivna är därför ofta sådana som söker igen under nästkommande år. Att hamna över antagningsgränsen ökar sannolikheten att personen skrivs in på j med 15 procentenheter och sannolikheten för examen från j med 9 procentenheter. Effekten på sannolikheten att få ett jobb som är typiskt för j är endast drygt 3 procentenheter. I resultattabellerna i nästa avsnitt redovisas effekten av inskrivning och examination. Det finns dock en större osäkerhet kring validiteten i resultaten för examination, delvis av ekonometriska skäl, och delvis för att många barn ännu är för unga för att ha hunnit ta examen. I texten diskuterar jag därför främst vad som händer när en förälder skrivs in på en viss inriktning.

En mer utförlig beskrivning av den statistiska metoden hittas i den engelskspråkiga artikeln (se Altmeld 2023). Där finns estimeringsekvationerna samt en utförlig diskussion om validiteten i de antaganden som måste vara uppfyllda för att resultaten ska kunna tolkas kausalt, och för att instrumentvariabelanalysen ska hålla.

Jag inkluderar flera definitioner av utfallsvariabeln för att bedöma styrkan i överföringseffekten. Jag undersöker först effekten på att barnet rangordnar för-

älderns fält j högst i sin egen ansökan (kallad "Rankad först" i resultattabellerna). Resultaten för detta utfallsmått är mycket lika om barnet ansöker till j alls (dvs. vid någon rang), men definierat på detta sätt återspeglar utfallet entydigt utbildningspreferenser. Jag studerar också om barnet skriver in sig på eller tar en examen från j .

En första validering av metodens antaganden kan ses i balanstabellen i Tabell 3. Här studeras korrelationen mellan att vara över antagningsgränsen och variabler som alla är definierade före ansökan. I övrigt har jag skattat samma regressionsmodell som i huvudspecifikationen (och som beskrevs ovan). Om antagning faktiskt är att betrakta som slumpmässig i närheten av antagningsgränsen borde fördefinierade egenskaper inte vara relaterade till dessa utfall. Tabellen visar att så är fallet. Inga av sambanden är statistiskt signifikanta på konventionella nivåer, och inte heller ett gemensamt test av effekten av alla koefficienter är signifikant. Detta indikerar att antagandet om att individer nära antagningsgränsen inte direkt kan påverka sin antagningsstatus är uppfyllt.

Tabell 3. Balanstester

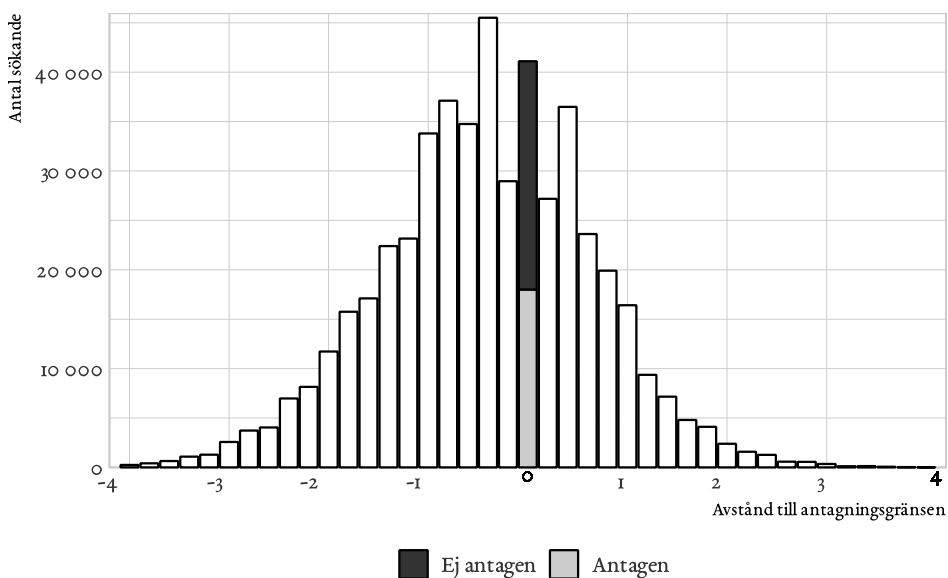
	Separat estimerade	Gemensam modell
Kvinnlig förälder	0,001 (0,001)	0,001 (0,001)
Förälderns ålder	-0,001+ (0,000)	-0,001+ (0,000)
Föräldern född utanför Sverige	0,002 (0,003)	0,006 (0,005)
Förälderns fars ålder när föräldern föddes	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)
Förälderns mors ålder när föräldern föddes	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)
Båda förälderns föräldrar födda utanför Sverige	-0,001 (0,002)	-0,005 (0,004)
Mor/farföräldrars inkomst (percentil i fördelningen)	0,002 (0,003)	0,000 (0,003)
Mor/farförälder har universitetsutbildning	0,002 (0,001)	0,002 (0,001)
Mor/farförälder har examen från <i>j</i>	-0,002 (0,003)	
Kognitiv förmåga	0,002 (0,002)	
Icke-kognitiv förmåga	-0,002 (0,001)	
Observationer		811661
Wald-statistika		1,025 [p=0,414]

Not: Utfallsvariabeln är en binär variabel för ifall den sökande är över antagningsgränsen. I den första kolumnen redovisar varje rad koefficienter från separata estimeringar. I den andra kolumnen är alla variabler inkluderade i en regression. De tre sista variablerna är endast definierade för mindre delar av studiepopulationen och är därför exkluderade från den gemensamma estimeringen. Utöver de redovisade variablerna följer regressionen samma specifikation som den primära estimeringen, se Tabell 4. + $p \leq 0,1$; * $p \leq 0,05$; ** $p \leq 0,01$; *** $p \leq 0,001$. Dessa värden är så kallade p-värden som indikerar om den aktuella skattningen är statistiskt säkerställt skild från noll, och hur stark den slutsatsen är.

Figur 3 ger en andra validering och visar fördelningen av poängvariabeln. Sökande exakt på antagningsgränsen (där skiljekriterium har använts för att fördela platserna) sorteras in i en separat grupp och deras antagningsstatus anges i nyanser av grått. I huvudanalysen räknas dessa sökande som under gränsen när skil-

jekriteriet förutsäger att de inte kommer att antas och över tröskeln annars. I kompletterande analyser (se engelskspråkig artikel) utesluts i stället dessa observationer utan någon större påverkan på resultaten, men övningen medför en förlust av statistisk styrka. I Figur 3 syns inga tecken på att sökande nära antagningsgränsen skulle kunna påverka sin möjlighet att bli antagna. I så fall skulle vi förvänta oss många fler individer precis över gränsen än under, men direkt ovanför antagningsgränsen återfinns istället ungefär lika många sökande som direkt under.

Figur 3. Fördelning av antagningspoäng



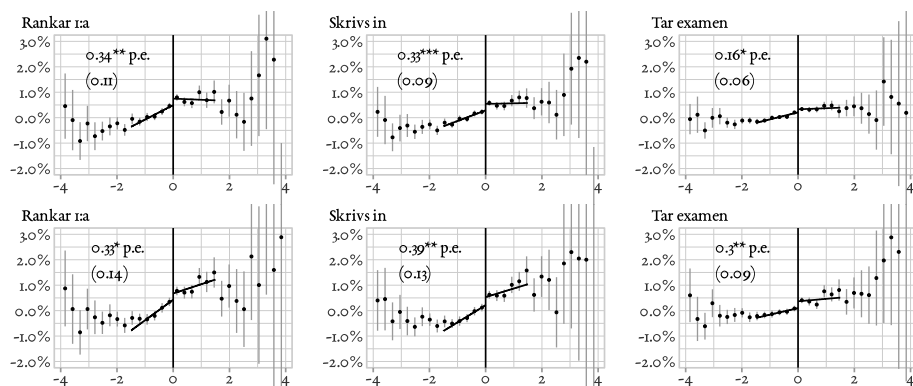
3 Resultat

Figur 4 visar resultaten för de tre utfallsvariablerna: (1) om barnet rangordnar fältet j först i sin ansökan till högskola/universitet, (2) om hen skrivs in på j , och (3) om hen tar examen från j . Resultaten redovisas både för breda och smala utbildningsfält. Alla observationer har grupperats i lika stora grupper och punkterna i graferna visar andelen barn som följer en förälder i varje sådan grupp.

På x-axeln är föräldrarnas poäng i standardavvikelse. Negativa poäng betyder att föräldern är under gränsen och inte kommer in på inriktningen, föräldrar med poäng över noll blir antagna. Figuren visar små hopp i andelen barn som väljer j

till höger om antagningsgränsen. Det är dessa hopp som utgör de kausala estimat som också redovisas i Tabell 4.¹³

Figur 4. RDD-grafer



Not: Den övre raden visar breda fält, den nedre smala fält. Figurerna längst till vänster visar om barnet rangordnar fältet j först i sin ansökan till högskolan, de mittersta figurerna visar om hen skrivs in på j , och figurerna längst till höger visar om hen tar examen från j . + $p \leq 0,1$; * $p \leq 0,05$; ** $p \leq 0,01$; *** $p \leq 0,001$. Dessa värden är så kallade p-värden som indikerar om den aktuella skattningen är statistiskt säkerställt skild från noll, och hur stark den slutsatsen är. P.e. avser procentenheter.

Tabell 4 visar resultat från regressionsanalyser, både baserade på breda (kolumn 1–3) och smala (kolumn 4–6) utbildningsfält. Om vi fokuserar på de breda fälten ser vi att om en förälder skrivs in på sin föredragna inriktning j ökar sannolikheten att dennes barn kommer att ta examen från j med ungefär 52 % eller 2,1 procentenheter (kolumn 3, andra estimatet).¹⁴ De största effekterna syns för effekten av föräldrarnas examination. När en förälder tar examen i ett visst brett fält ökar sannolikheten att deras barn gör detsamma med 85 % eller 3,4 procentenheter (p.e.) (kolumn 3, tredje estimatet). För smala fält är motsvarande effekter i procent nästan identiska, 54 % (0,9 p.e.) respektive 87 % (1,4 p.e.). De relativa effekterna på barnens inskrivning (kolumn 2 och 5) är något mindre och motsvarar 34 % (2,7 p.e.) och 55 % (4,3 p.e.) för breda fält, samt 50 % (1,9 p.e.) och 81 % (3,0 p.e.) för smala fält. Slutligen är de relativa estimaten för att barnet

¹³ Till skillnad från linjerna som ritats i figuren har dessa skattats med triangulära vikter (vilka ger mest vikt till observationer nära antagningsgränsen) och inkluderar 26 linjära kontrollfunktioner i stället för endast två.

¹⁴ Relativa effekter (i procent) beräknas genom att dela den absoluta effekten med genomsnittet i kontrollgruppen. Tredje kolumnen, andra raden visar värdet 2,08, dvs när en förälder skrivs in i det breda fältet j ökar det sannolikheten att barnet tar examen från det fältet med 2,08 procentenheter. För föräldrar som är precis under gränsen tar 3,97 % av deras barn examen från j . Andelen ökar till 6,05 % bland föräldrar över gränsen, en ökning med $2,08/3,97 = 52,4$ %.

rangordnar fältet först (kolumn 1 och 4) ännu mindre; med 22 % (2,3 p.e.) och 36 % (3,7 p.e.) för breda fält samt 34 % (2,0 p.e.) och 55 % (3,2 p.e.) för smala fält. Även om dessa samlade effekter är stora, är de betydligt mindre än många av korrelationerna som redovisades i Figur 1.

Tabell 4. Intergenerationella effekter av utbildningsval

	Barnets val av bred inriktning			Barnets val av smal inriktning		
	Rankar 1:a	Skrivs in	Tar examen	Rankar 1:a	Skrivs in	Tar examen
Förälder över gräns till <i>j</i>	0,33*	0,39**	0,30**	0,34**	0,33***	0,16*
	(0,14)	(0,13)	(0,09)	(0,11)	(0,09)	(0,06)
Förälder inskriven på <i>j</i>	2,27*	2,68**	2,08**	1,96**	1,85***	0,89**
	(0,98)	(0,86)	(0,64)	(0,60)	(0,49)	(0,34)
Förälder tar examen från <i>j</i>	3,68*	4,34**	3,36**	3,18***	3,00***	1,44**
	(1,59)	(1,39)	(1,04)	(0,97)	(0,80)	(0,56)
Observationer	840 926	840 926	840 926	858 503	858 503	858 503
Genomsnitt i kontrollgruppen	10,35 %	7,85 %	3,97 %	5,8 %	3,7 %	1,65 %
Bandbredd	1,5	1,5	1,5	1,5	1,5	1,5
1:a-steg Wald (inskriven)	1 709	1 709	1 709	2 301	2 301	2 301
1:a-steg Wald (examina)	744	744	744	1 046	1 046	1 046

Not: Tabellen redovisar studiens primära resultat. Koefficienter och standardfel (i parentes) är rapporterade i procentenheter. De tre första kolumnerna presenterar ärftlighetsestimater för breda inriktningar (presenterade i Figur 1) och de tre högra kolumnerna för smala inriktningar, eller utbildningsgrupper enligt SCB. Alla regressioner inkluderar triangulära vikter och separata linjära funktioner för poäng i varje antagningsgrupp, över och under antagningsgränsen. Regressionerna innehåller dessutom fixa effekter för antagningsgränsen, det kontrafaktiska fältet, sökalternativets prioriteringsrank, ålder, och kön. Standardfelet är klustrade både per antagningsgräns och familj. + $p \leq 0,1$; * $p \leq 0,05$; ** $p \leq 0,01$; *** $p \leq 0,001$. Dessa värden är så kallade p-värden som indikerar om den aktuella skattningen är statistiskt säkerställt skild från noll, och hur stark den slutsatsen är.

De redovisade effekterna är viktade medelvärden av heterogena effekter över många olika utbildningsinriktningar.

Figur 5 visar separata skattningar av effekten av föräldrars inskrivning på barns examinationsgrad, uppdelat per inriktning. Inriktningarna sorteras efter deras motsvarande smala inriktning, för att säkerställa att liknande fält redovisas intill varandra. I bilagan till den engelskspråkiga artikeln finns samma analys men för smala inriktningar.

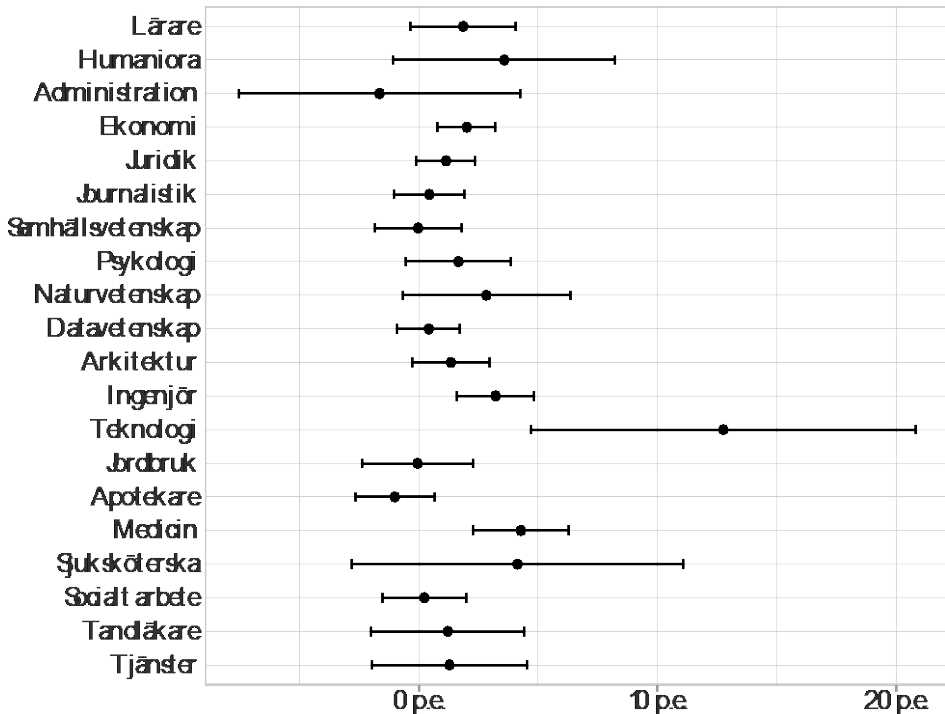
Flera intressanta mönster kan observeras i detta diagram. För det första syns stor variation i sannolikheten att barn följer sina föräldrar. De fyra statistiskt säkerställda effekterna avser teknik, medicin, ingenjörsvetenskap och företagsekonomi, med storleken på effekterna rangordnad i den ordningen.

Läroutbildning och juridik har effekter som är marginellt statistiskt signifikanta (p-värden under 0,1 men över 0,05) och effektstorlekar som är över 1 procentenhet, medan effekterna för omvårdnad, humaniora och naturvetenskap alla är uppskattade till över 2 procentenheter men med stora konfidensintervall, vilket innebär att de inte är statistiskt säkerställt skilda från noll.

Administration och apotekare visar negativa samband men dessa effekter är inte statistiskt signifikanta. I termer av relativa effekter (dvs. i jämförelse med kontrollgruppens medelvärden) är de flesta av dessa effekter betydligt mindre än korrelationerna som rapporteras i Figur 1. Det främsta undantaget är teknik, där den relativa effekten är nästan exakt samma som korrelationen.¹⁵ Analysen av smala fält visar liknande resultat; se Altmejd (2023).

¹⁵ För en tabell över där korrelationerna för varje fält kan jämföras direkt med de kausala estimaten, se den engelskspråkiga artikeln.

Figur 5. Ärtflighet per utbildningsinriktning



Not: Figuren visar RDD-estimat per inriktning beräknade enligt samma statistiska specifikation som i Tabell 4. Koefficienterna redovisar effekten av att en förälder skrivs in på sin föredragna inriktning på sannolikheten att barnet tar en examen från inriktningen. Linjerna representerar 95 procents konfidensintervall.

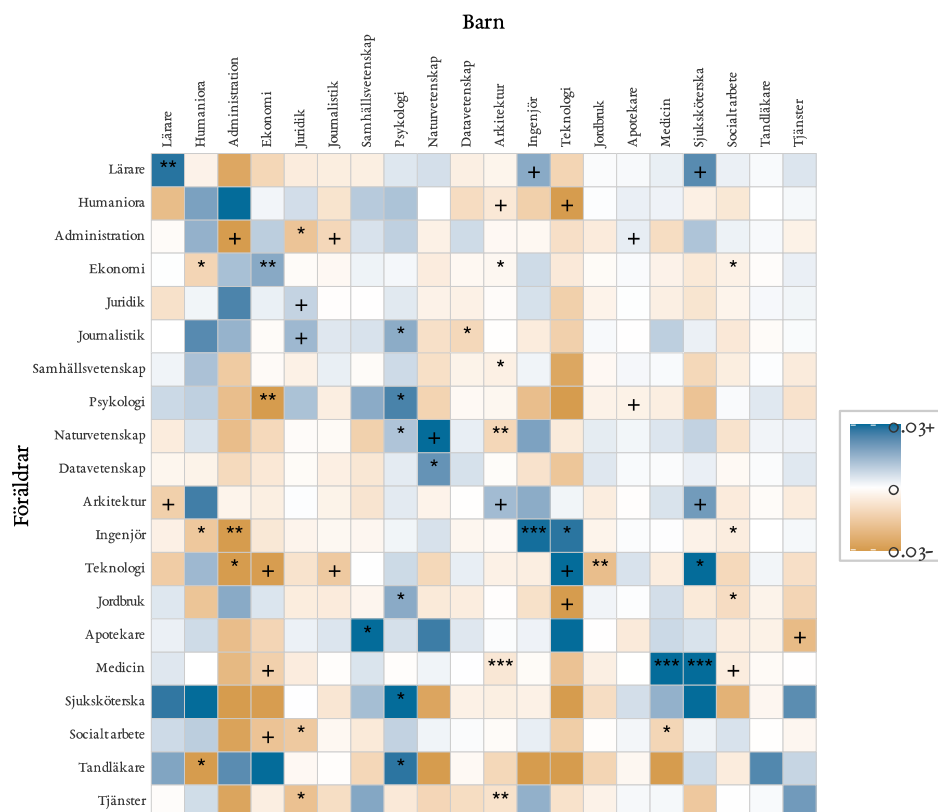
Föräldrarnas val av inriktning kan också påverka sannolikheten att barnet studerar närliggande ämnesområden. Figur 6 visar motsvarande RDD-uppskattningar, fast i en matris. Här görs separata regressionsanalyser för varje inriktning, vilket gör det möjligt att studera hur föräldrarnas inriktning påverkar sannolikheten att barn tar examen från olika fält, och inte bara samma som föräldern.¹⁶ Även om resultaten är osäkra återfinns några intressanta resultat bortom diagonalen. Vi ser exempelvis att när föräldern skriver in sig på en ingenjörsutbildning gör det att det är mer troligt att barnet examineras inom teknik, men någon motsvarande effekt av föräldrarnas inskrivning på teknik på barnets sannolikhet att läsa till ingenjör syns ej. Faktum är att barn till föräldrar som skriver in sig på teknik är mindre benägna att ta en examen från ingenjörsutbildningar. Motsvarande gäller för medicin och omvårdnad. Medicin gör det mer troligt att barn tar en examen

¹⁶ Färgerna är begränsade till effektstorlekar mellan -3 och 3 procentenheter, eftersom extremvärden (vanligtvis ämneskombinationer med nästan inga observationer) annars skulle göra att de flesta celler inte kan skiljas från noll.

inom omvårdnad, men inte tvärtom. Anledningen till att vi ser dessa effekter är troligen att antagningskriterierna är mycket striktare för medicin och ingenjörämnen, vilket förhindrar att vissa barn som skulle vilja följa sina föräldrar kan göra det, och de väljer då ett snarliggande ämne i stället.

Barriärerna för barn som vill följa sina föräldrar till teknik och omvårdnad är mycket lägre.

Figur 6. Kausala effekter av alla kombinationer av inriktningar



Not: Figuren visar skattningar av effekten av att en förälder skrivs in på en viss inriktning på sannolikheten att barnet tar en examen från samma, eller en annan, inriktning. Exempelvis ser vi att när en förälder skrivs in på naturvetenskap och datavetenskap påverkas barnens sannolikhet att läsa de flesta humanistiska/samhällsvetenskapliga ämnen negativt (de vänstra kolumnerna har en orange nyans), medan sannolikheten att läsa mer naturvetenskapliga ämnen påverkas positivt (de högra kolumnerna har en blå nyans). Regressionerna grundar sig på samma specifikation som i Tabell 4.+ $p \leq 0,1$; * $p \leq 0,05$; ** $p \leq 0,01$; *** $p \leq 0,001$. Dessa värden är så kallade p-värden som indikerar om den aktuella skattningen är statistiskt säkerställt skild från noll, och hur stark den slutsatsen är.

4 Mekanismer

De redovisade resultaten visar att det finns ett starkt och tillförlitligt orsakssamband mellan föräldrar och barns val av utbildningsinriktning. Men varför följer barn sina föräldrars utbildningsval? I följande avsnitt försöker jag besvara denna fråga genom att studera hur effekterna varierar mellan olika familjer och inriktningar.

Invånare i Sverige som väljer att läsa vidare efter gymnasiet får oftast sitt första barn efter att de tagit examen från högskola/universitet. I det studerade urvalet är föräldrar i genomsnitt 21 år gamla när de själva söker till högskola/universitet för första gången och 51 år när deras barn söker. Att det skiljer hela 30 år gör det troligt att de skattade effekterna verkar genom föräldrarnas yrkesval eller genom deras ämnesspecifika kunskaper. Det finns få andra vägar genom vilka orsakssambanden skulle kunna bestå så länge.

Vi börjar det här avsnittet med att studera överföringen av ämnesspecifik kunskap och av föräldrarnas erfarenhet på arbetsmarknaden. Överföring av ämnesspecifika kunskaper och färdigheter är en av de främsta mekanismerna som tros förklara varför yrken går i arv. Tabell 5 presenterar skattade effekter av hur föräldrars inskrivning inom olika utbildningsfält påverkar deras barns ämnesbetyg i grundskolan. Intressant nog visar resultaten inte någon stark ämnesspecifik överföring. För de översta fälten, alla inom humaniora eller samhällsvetenskap, förbättras inte barns betyg i samhällsvetenskap och språk mer än i matematik och naturvetenskap. Inte heller kan motsvarande effekt urskiljas för de naturvetenskapliga inriktningarna. I stället verkar det som att vissa inriktningar ger barnen högre betyg i alla kategorier av ämnen. När föräldrar läser journalistik, naturvetenskap och teknik får deras barn högre betyg i alla ämnen. Även lärarutbildning, humaniora, samhällsvetenskap och arkitektur ger betydande förbättringar av barns betyg inom flera ämnen. Medicin och företagsekonomi – två av de oftast ärvda inriktningarna – visar på små effekter som inte är statistiskt säkerställda. Mätt på detta sätt verkar ämnesspecifik kunskapsöverföring inte vara en primär förklaringsfaktor, varken för att förklara varför vissa inriktningar ärvs mer än andra eller som en allmän drivkraft för barns ämnesbetyg. De fält där föräldrars inskrivning förbättrar barns betyg verkar snarare vara teoretiska fält där föräldrarna upprätthåller en koppling till akademien även långt efter examen.

Tabell 5. Effekten av föräldrars inskrivning på barns studieresultat

Fält	Matematik		Natur/Teknik		Samhälls- vetenskap		Språk	
Lärare	0,16*	(0,07)	0,10	(0,06)	0,14*	(0,06)	0,08	(0,06)
Humaniora	0,15	(0,15)	0,24+	(0,15)	0,37*	(0,14)	0,30*	(0,13)
Administration	0,00	(0,12)	0,02	(0,11)	0,08	(0,10)	0,06	(0,10)
Ekonomi	0,01	(0,04)	-0,01	(0,04)	0,02	(0,04)	-0,01	(0,04)
Juridik	-0,09	(0,07)	-0,01	(0,07)	0,06	(0,07)	0,00	(0,06)
Journalistik	0,20**	(0,07)	0,12+	(0,07)	0,21**	(0,07)	0,18**	(0,06)
Samhälls- vetenskap	0,11	(0,09)	0,22**	(0,09)	0,19*	(0,08)	0,13+	(0,08)
Psykologi	-0,10	(0,11)	0,03	(0,09)	0,00	(0,09)	-0,01	(0,09)
Naturvetenskap	0,28*	(0,12)	0,30*	(0,12)	0,34**	(0,11)	0,37***	(0,10)
Datavetenskap	0,03	(0,07)	0,01	(0,07)	0,04	(0,06)	0,11+	(0,06)
Arkitektur	0,14+	(0,07)	0,10	(0,07)	0,19**	(0,07)	0,15*	(0,07)
Ingenjör	0,12*	(0,06)	0,09+	(0,05)	0,08	(0,05)	0,01	(0,05)
Teknik	0,42*	(0,20)	0,42*	(0,18)	0,30+	(0,18)	0,29	(0,18)
Jordbruk	-0,05	(0,09)	-0,12	(0,09)	-0,08	(0,08)	-0,11	(0,08)
Apotekare	0,18	(0,18)	-0,02	(0,16)	0,02	(0,16)	0,03	(0,16)
Medicin	-0,07	(0,07)	-0,06	(0,06)	-0,09	(0,05)	-0,03	(0,05)
Sjuksköterska	0,27	(0,19)	0,00	(0,16)	0,24	(0,16)	0,29+	(0,15)
Socialt arbete	-0,12	(0,08)	-0,16*	(0,07)	-0,03	(0,07)	0,00	(0,07)
Tandläkare	-0,48*	(0,23)	-0,30	(0,19)	-0,22	(0,19)	-0,37*	(0,18)
Tjänster	0,11	(0,15)	0,06	(0,12)	0,15	(0,12)	0,26*	(0,12)
Aggregerat	0,07	(0,04)	0,05	(0,04)	0,08*	(0,04)	0,06+	(0,04)

Not: Tabellen redovisar effekten av föräldrars inskrivning i olika fält på deras barns genomsnittliga studieresultat i olika grupper av ämnen. Studieresultaten är genomsnitt av standardiserade (inkom kohort och ämne) ämnesbetyg från årskurs 9. Cellen längst ner till vänster visar att effekten av att föräldern kommer in på sitt föredragna val (oavsett ämne) är att barnets betyg i matematik ökar med 0,07 standardavvikelse. + $p \leq 0,1$; * $p \leq 0,05$; ** $p \leq 0,01$; *** $p \leq 0,001$. Dessa värden är så kallade p-värden som indikerar om den aktuella skattningen är statistiskt säkerställt skild från noll, och hur stark den slutsatsen är.

För att få en uppfattning om hur föräldrarnas erfarenhet på arbetsmarknaden påverkar barnets val av inriktning vänder vi oss nu till Tabell 6 och Tabell 7. Dessa tabeller rapporterar resultat där de aggregerade resultaten från Tabell 4 har interagerats med antingen genomsnittliga standardiserade gymnasiebetyg bland inskrivna i fältet (ett mått på akademisk kvalitet/popularitet) eller föräldrarnas förväntade plats (percentil, från 0–1) i inkomstfördelningen.¹⁷

Genom att titta på genomsnittliga betyg bland dem som är inskrivna i *j* samtidigt som den sökande kan vi utvärdera hur sannolikheten att barn följer sina

¹⁷ Här hjälps skattningen av det ökade antalet inriktningar som används i den smala klassificeringen, vilket möjliggör mer variation i interaktionstermerna och resulterar i högre precision.

föräldrar korrelerar med fältets popularitet. Tabell 6 rapporterar resultat från denna övning. Vi ser att de flesta interaktionseffekter är positiva, men att främst den smala fältklassificeringen ger signifikanta resultat. Genomsnittligt betyg mäts i standardavvikelser. De skattade interaktionseffekterna visar att en ökning av studiekamraternas genomsnittsbetyg med en standardavvikelse ökar sannolikheten att barnet följer föräldrarnas utbildningsval med mellan -0,15 och 2,75 procentenheter. För de inkluderade fälten varierar observerade betygssnitt mellan -0,1 till 2,1 för breda fält och -0,3 till 2,1 för smala fält. Från botten till toppen av denna fördelning ger genomsnittet av de sex redovisade interaktionsskattningarna en effekt på 4,0 procentenheter. Med andra ord, om man jämför den utbildning med lägst snitt (-0,3) med utbildningen med högst snitt (2,1) är sannolikheten att barn följer föräldern till den senare 4 procentenheter högre.

Den totala effekten av föräldrarnas utbildningsval erhålls genom att summera den skattade huvudeffekten (det översta estimatet) och interaktionseffekten.

Skattningen av huvudeffekten visar hur föräldrar vars interaktionseffekt är noll (dvs studiekamraterna har betyg vid genomsnittsnivån för hela födelsekohorten) påverkas. Flera av huvudeffekterna är negativa eller nära noll.

Men eftersom det är mycket sällsynt att ett fält har ett betygssnitt på eller under noll – universitetsstudenter har generellt sett gymnasiebetyg som är över genomsnittet i födelsekohorten – är den totala effekten av föräldrarnas inriktning på barnens val av inriktning nästan alltid är positiv, oberoende av inriktningens popularitet.

Tabell 6. Betydelsen av inriktningens popularitet

	Breda fält			Smala fält		
	Rankar 1:a	Skrivs in	Tar examen	Rankar 1:a	Skrivs in	Tar examen
Förälder inskriven på <i>j</i>	-0,05 (1,69)	1,55 (1,51)	2,20+ (1,21)	-0,47 (1,01)	0,06 (0,83)	-0,52 (0,58)
× Betyg bland inskrivna (interaktionseffekt)	2,72* (1,13)	1,32 (1,00)	-0,15 (0,82)	2,75*** (0,73)	2,02*** (0,59)	1,59*** (0,42)
Observationer	840 926	840 926	840 926	858 503	858 503	858 503
Genomsnitt i kontrollgruppen	10,35 %	7,85 %	3,97 %	5,8 %	3,7 %	1,65 %
Bandbredd 1:a-steg Wald	1,5 1 027	1,5 1 027	1,5 1 027	1,5 1 432	1,5 1 432	1,5 1 432

Not: Tabellen redovisar effekten av att föräldern skrivs in på sitt föredragna fält *j* på barnens benägenhet att studera *j*. Den andra raden estimerat visar hur mycket starkare effekten av föräldrarnas inskrivning är när det genomsnittliga gymnasiebetyget bland de inskrivna i fältet ökar med en standardavvikelse. I övrigt följer estimeringen samma upplägg som i Tabell 4. Eftersom regressionen inkluderar fixa effekter för antagningsgränsnivå absorberas kontrollen för genomsnittsbetyg. + $p \leq 0,1$; * $p \leq 0,05$; ** $p \leq 0,01$; *** $p \leq 0,001$. Dessa värden är så kallade *p*-värden som indikerar om den aktuella skattningen är statistiskt säkerställt skild från noll, och hur stark den slutsatsen är.

Resultaten är något starkare om vi i stället delar upp analysen efter förväntad inkomst. Tabell 7 rapporterar skattningar av hur sannolikheten att barn följer sina föräldrar förändras beroende på föräldrarnas förväntade inkomst. Jag använder ett mått på förväntad, kohort-baserad, inkomstpercentil 10–14 år efter ansökan istället för faktisk inkomst för att undvika eventuell snedvridning av resultaten som kan uppstå när kontrollvariabler påverkas av behandlingen (i det här fallet föräldrarnas utbildningsval). Tabellen redovisar en huvudeffekt av föräldrarnas utbildningsval tillsammans med en interaktion av föräldrarnas inskrivning med dennes förväntade inkomst från att ta examen i sin föredragna inriktning. I data observeras förväntade inkomstpercentiler mellan 0,25 och 1 för breda fält och mellan 0,23 och 1 för smala fält. Över de sex interaktionsskattningarna är den genomsnittliga skillnaden i effektstorlek, från lägsta till högsta förväntade inkomstpercentil i urvalet, 5,1 procentenheter. För föräldrar med förväntade inkomster i den lägre änden av fördelningen, varav de flesta ansöker till lärarprogram eller humaniora, är effekten av att en förälder väljer inriktningen negativ. Föräldrar behöver ha en förväntad inkomst över den 56:e percentilen för att deras barn ska vara mer benägna att ta en examen inom det smala fält de skriver in sig på. Den 56:e percentilen är exakt den första kvartilen av fördelningen av förväntade in-

komster bland sökande i huvudurvalet. Med andra ord, bland sökande till högskolor/universitet så har den fjärdedel som förväntas tjäna minst på sitt val en negativ effekt på sina barn: om de studerar sin föredragna inriktning *j* blir barnen mindre sannolika att göra detsamma, jämfört med om föräldern hade studerat ett annat ämne.

Tabell 7. Betydelsen av föräldrarnas förväntade inkomst

	Breda fält			Smala fält		
	Rankar 1:a	Skrivs in	Tar examen	Rankar 1:a	Skrivs in	Tar examen
Förälder inskriven på <i>j</i>	-3,02 (2,99)	-1,72 (2,70)	-0,67 (2,04)	-5,06** (1,69)	-3,94** (1,40)	-3,23*** (0,94)
× Förväntad inkomst (10–14 år, percentil) (interaktionseffekt)	6,63+ (3,47)	5,89+ (3,17)	4,04+ (2,36)	9,70*** (2,01)	8,10*** (1,69)	5,75*** (1,12)
Förväntad inkomst (10–14 år, pt.)	18,87*** (2,65)	17,03*** (2,39)	7,58*** (1,68)	12,71*** (1,94)	10,73*** (1,59)	3,11** (1,06)
Observationer	770 533	770 533	770 533	789 177	789 177	789 177
Genomsnitt i kontrollgruppen	10,3 %	7,86 %	3,91 %	5,77 %	3,72 %	1,61 %
Bandbredd 1:a-steg Wald	1,5 539	1,5 539	1,5 539	1,5 760	1,5 760	1,5 760

Not: Tabellen redovisar effekten av att föräldern skrivs in på sitt föredragna fält *j* på barnens benägenhet att studera *j*. Den andra raden visar estimat över hur mycket starkare effekten av förälderns inskrivning är när föräldrarnas förväntade inkomstpercentil 10–14 år senare ökar från 0 till 1. I övrigt följer estimeringen samma upplägg som i Tabell 4. + $p \leq 0,1$; * $p \leq 0,05$; ** $p \leq 0,01$; *** $p \leq 0,001$. Dessa värden är så kallade *p*-värden som indikerar om den aktuella skattningen är statistiskt säkerställt skild från noll, och hur stark den slutsatsen är.

Till skillnad från Tabell 6, där sortering efter fältets popularitet visade att barn oftast följer sina föräldrar även till de minst populära inriktningarna, visar Tabell 7 att när arbetsmarknadsutsikterna är tillräckligt dåliga kan föräldrarnas val ha en ganska stor negativ påverkan på barnets sannolikhet att välja utbildningsfältet. Om den huvudsakliga anledningen till att barn följer sina föräldrar var att de hade yrkesmässiga fördelar i föräldrarnas studiefält borde vi inte observera den här typen av negativa effekter. Att vi likväl gör det pekar på att det finns ytterligare mekanismer.

Det är inte konstigt att svaga arbetsmarknadsutsikter gör att barn är mindre benägna att följa sina föräldrar, med tanke på att intergenerationell överföring av studiefält borde verka genom föräldrarnas yrkesval. För att bättre förstå arbets-

marknadskonsekvenserna för barnet rapporterar Tabell 8 hur barnens inkomster påverkas av att en förälder har en examen från en viss inriktning.

Resultaten i den tredje och fjärde kolumnen indikerar stora skillnader i inkomster mellan individer utbildade i ett visst fält med föräldrar med liknande examina och de med samma utbildning men där föräldern har en annan examina.

För tjänster är skillnaden nästan 10 percentiler, medan för omvårdnad är förändringen -2,3 percentiler. I de fyra högra kolumnerna visas i stället skattningar av orsakssamband (baserat på RDD-analyser). Många av dessa skattade skillnader i avkastning beroende på föräldrarnas examen (kolumn 7) är ännu större än motsvarande korrelationer, men få är statistiskt signifikanta.

Faktum är att det på konventionella nivåer inte finns några signifikanta skillnader i kausal avkastning för något fält beroende på föräldrarnas examen.

Även avkastningen för de utan föräldrar med examina från samma utbildningsinriktning (kolumn 5) varierar avsevärt, från en ökning med 29,8 percentiler för tandläkare utan tandläkarföräldrar, till en minskning med 13,4 percentiler för naturvetare med föräldrar med andra examina.¹⁸ På aggregerad nivå verkar skillnaderna i effekter mellan olika utbildningsinriktningar ta ut varandra, och det verkar inte som barn med föräldrar med samma utbildning åtnjuter en högre ekonomisk avkastning från sina studier (kolumn 7, sista raden).

Korrelationsskattningarna i de första fyra kolumnerna i Tabell 8 visar ytterligare intressanta resultat. Den första kolumnen visar korrelationen mellan föräldrars och barns examina, bland de barn som skrivit in sig på inriktningen.

Till exempel visar första raden att bland inskrivna på läraryrket är de som har en förälder med en examen från ett läraryrke ca 11 procentenheter mer sannolika att själva ta en examen. Den enda negativa effekten är för samhällsvetenskap, kanske för att inskrivna barn till föräldrar med samhällsvetenskapliga examina är mer benägna att ta en examen inom ett närliggande fält som betalar bättre, som företagsekonomi eller juridik. För lärare, humaniora, arkitektur, jordbruk och tjänster är examensfrekvenserna mer än 10 procentenheter högre när föräldern också har en examina. Intressant nog är det just för tjänster och jordbruk som tillgången till en förälder med examen är associerat med den största ökningen av inkomster (kolumn 3), med 9,8 och 6,4 percentiler. Men för lärarutbildning, humaniora och arkitektur är sambandet med inkomster svagt eller till och med negativt.

¹⁸ Det är viktigt att notera att dessa effekter är uppskattningar av relativa avkastningar: dvs skillnaden mellan de som är över antagningsgränsen och skrivs in på utbildningen i studiefältet *j*, och de som är under gränsen och i stället skrivs in på sitt andrahandsalternativ. Att avkastningen för t.ex. ekonomi är så liten kan bero på att alla sökande sätter andra höginkomstfält som andrahandsval.

Tabell 8. Examinationsgrad, inkomst och avkastning

Fält	Korrelation: Förälder med examen i fältet		Avkastning (inkomst pt) av att skrivas in					
	Examinationsgrad bland inskrivna	Inkomst (percentil) bland examinerade	Inskrivnen	× förälder har examen				
Lärare	11,11***	(0,34)	0,37+	(0,20)	-4,30	(3,37)	-0,39	(3,23)
Humaniora	11,00***	(0,29)	-1,18***	(0,26)	1,64	(4,28)	8,09	(9,11)
Administration	1,61***	(0,36)	-1,18***	(0,27)	9,49+	(5,29)	3,47	(16,93)
Ekonomi	3,81***	(0,62)	1,36**	(0,42)	0,87	(1,70)	2,90	(2,79)
Juridik	3,53***	(0,92)	3,02***	(0,59)	4,09*	(1,92)	6,44+	(3,52)
Journalistik	3,14	(3,22)	-2,21	(2,00)	10,52***	(2,46)	-16,59	(11,56)
Samhällsvetenskap	-1,51*	(0,75)	1,39***	(0,35)	3,45	(2,63)	-1,54	(3,27)
Psykologi	6,34***	(1,73)	-1,84+	(1,00)	4,61	(4,02)	17,11	(12,59)
Naturvetenskap	6,45***	(0,39)	-1,03**	(0,39)	-13,40*	(5,64)	4,38	(7,98)
Datavetenskap	1,54	(2,02)	0,85	(1,44)	2,05	(2,32)	15,92+	(9,18)
Arkitektur	15,26***	(2,37)	1,68	(1,65)	-4,10	(2,63)	5,97	(10,57)
Ingenjör	5,85***	(0,41)	1,18***	(0,27)	3,32+	(1,71)	-0,30	(2,46)
Teknik	6,43***	(0,45)	0,39+	(0,23)	9,99	(6,16)	-3,78	(7,58)
Jordbruk	10,83***	(1,22)	6,42***	(0,80)	4,63	(3,67)	5,84	(7,33)
Apotekare	7,07***	(2,01)	-0,75	(1,49)	9,37	(6,29)	8,20	(13,02)
Medicin	2,19***	(0,48)	2,53***	(0,44)	16,85***	(1,94)	4,37	(3,25)
Sjuksköterska	7,75***	(0,37)	-2,27***	(0,21)	-9,19**	(3,05)	6,34+	(3,26)
Socialt arbete	2,46**	(0,95)	1,76***	(0,47)	1,10	(2,42)	-1,20	(4,11)
Tandläkare	8,45***	(1,64)	5,19***	(1,25)	29,80*	(14,52)	-20,29	(20,92)
Tjänster	15,99***	(1,08)	9,83***	(0,38)	-4,25	(4,62)	12,42	(13,03)
Aggregerat	7,03***	(0,12)	0,37***	(0,08)	3,44**	(1,30)	0,12	(0,94)

Not: De fyra första kolumnerna i tabellen redovisar skillnader mellan personer med minst en förälder med examen i ämnet och de utan: först i examinationsgrad, sen genomsnittlig inkomstpercentil i åldern 30–34. De fyra sista kolumnerna visar i stället resultaten från en RDD-analys. Här är den beroende variabeln inkomstpercentil 10–14 år efter ansökan och den oberoende variabeln om föräldern skrivits in på det föredragna fältet *j*. Denna variabel är sedan interagerad med om föräldern har en examina i fältet (sista kolumnen). I övrigt används samma specifikation som i Tabell 4, med standardfel i parentes. Till exempel visar den sista raden att bland inskrivna på ett särskilt fält är det 7 procentenheter fler som tar examen bland de som har en förälder med en examen. Bland examinerade tjänar dessa 0,37 percentiler mer. Tittar vi på kausala estimat ser vi att inskrivning på ens föredragna ämne leder till 3,44 percentilers högre inkomst om man inte har någon förälder med examen i ämnet, och bara 0,12 percentiler högre inkomst bland de som har en förälder med examen i *j*. + $p \leq 0,1$; * $p \leq 0,05$; ** $p \leq 0,01$; *** $p \leq 0,001$. Dessa värden är så kallade *p*-värden som indikerar om den aktuella skattningen är statistiskt säkerställt skild från noll, och hur stark den slutsatsen är.

En möjlig förklaring är att de upplevda fördelarna med att följa en förälder varierar över inriktningar. För vissa inriktningar, som tjänster, jordbruk eller tandläkare, kan barnen ärva kapital (kunder, en gård, en klinik) som förbättrar deras inkomster. Medan för andra fält, som lärarutbildning och humaniora, följer barnen sina föräldrar kanske främst eftersom de lär sig uppskatta den kunskap som utbildning inom inriktningen medför. En anledning till att dessa ekonomiska

vinster inte dyker upp i den 7:e kolumnen i tabellen, där den kausala avkastningen redovisas, kan vara att de som hamnar under gränsen för ett fält där de kan dra nytta av sina föräldrars examen hittar andra sätt att omsätta detta kapital.

Hittills har resultaten inte indikerat att barn följer sina föräldrar för att de har en yrkesmässig fördel. I Tabell 5 syntes ingen ämnesspecifik kunskapsöverföring. Och även om barn är mer benägna att följa föräldrar som studerade fält som är populära eller förväntas ge höga inkomster, kan effekterna för lägre värderade inriktningar vara starkt negativa. Dessutom verkar individers kausala avkastning från olika fält inte skilja sig åt beroende på om de har en förälder med en examen i fältet eller ej, åtminstone inte på aggregerad nivå. En alternativ hypotes är att föräldern helt enkelt agerar förebild, pratar gott om det egna studievalet och gör konsekvenserna av just det valet tydligare än för alternativen. Det verkar troligt att föräldrar med sämre arbetsmarknadserfarenhet inte vill att deras barn ska följa dem, vilket kanske förklarar de negativa skattningarna i Tabell 7.

Nedan följer ett antal analyser som försöker gräva vidare i föräldrarnas roll som förebild. Forskning om utbildningsförebilder betonar ofta vikten av identifiering (se t.ex. Breda m.fl. 2021). Tabell 9 delar upp resultaten efter könssammansättning och visar att påverkan är starkare när barn och föräldrar är av samma kön (se sista raden för aggregerade effekter). Liksom i Dahl, Rooth och Stenberg (2023) och flera korrelationstudier, utövar fäder ett starkare inflytande, särskilt på söner. Dock, i kontrast till dessa artiklar, spelar även mödrars val en stor roll, särskilt för deras döttrar.

När man tittar på skillnader i effekter beroende på utbildningsfält är resultaten mer komplexa, men standardfelen är också stora, vilket innebär större osäkerhet i skattningarna. För många fält är barn mer benägna att följa föräldern av samma kön. Det finns dock undantag. Om man enbart tittar på signifikanta resultat följer söner mödrar oftare än fäder till teknik, ingenjörsvetenskap och medicin. Döttrar, å andra sidan, följer fäder oftare till teknik. I motsats till Dahl, Rooth och Stenberg (2023) finner jag inte mycket bevis för att föräldrar utövar ett starkare inflytande när deras val av fält inte följer etablerade könsnormer. I stereotypiskt manliga fält, som teknik och ingenjörsvetenskap, följer söner mödrar oftare, men skillnaderna är inte statistiskt signifikanta. För ekonomi och juridik, däremot, följer de mödrar mer sällan. Mönstret är mindre tydligt för döttrar. När det gäller stereotypiskt kvinnliga fält, som lärarprogram, omvårdnad och socialt arbete, kan få tydliga eller signifikanta mönster urskiljas.

Tabell 9. Fälts ärftlighet beroende på kön

Fält	Far - Son		Far - Dotter		Mor - Son		Mor - Dotter	
Lärare	0,43	(1,66)	1,93	(2,26)	1,06	(1,37)	3,78*	(1,86)
Humaniora	10,83*	(4,99)	5,23	(5,87)	0,53	(3,69)	6,45	(4,16)
Administration	-1,04	(5,55)	2,02	(5,96)	-5,58	(4,77)	-5,29	(5,53)
Ekonomi	3,37***	(1,01)	0,72	(0,98)	2,51*	(0,98)	2,87*	(1,17)
Juridik	1,05	(0,99)	1,91+	(1,16)	-0,07	(0,84)	2,35*	(1,00)
Journalistik	-1,47	(1,19)	3,80	(2,56)	0,39	(0,79)	0,09	(1,45)
Samhällsvetenskap	-1,93	(1,89)	0,91	(2,28)	-0,39	(1,33)	1,48	(1,71)
Psykologi	-1,56	(2,08)	-0,75	(2,35)	2,12	(1,61)	3,88+	(2,28)
Naturvetenskap	2,65	(2,73)	3,50	(2,39)	5,22	(4,05)	1,67	(3,66)
Datavetenskap	2,11+	(1,16)	-0,50	(0,89)	-0,35	(1,39)	0,62	(1,25)
Arkitektur	0,00	(1,46)	3,72*	(1,88)	1,69	(1,19)	0,93	(1,14)
Ingenjör	4,06**	(1,26)	2,51*	(1,07)	5,73***	(1,49)	3,23*	(1,39)
Teknik	16,08*	(6,39)	14,09**	(4,93)	18,39+	(9,85)	1,30	(8,76)
Jordbruk	-0,03	(2,34)	-0,15	(2,65)	-0,71	(1,70)	0,72	(2,17)
Apotekare	-5,05+	(2,84)	4,58	(4,37)	-1,18	(0,81)	-1,72	(1,48)
Medicin	2,52	(1,98)	5,63**	(1,91)	4,69**	(1,64)	5,57**	(2,02)
Sjuksköterska	7,30	(7,70)	18,12	(12,22)	1,05	(4,48)	0,22	(6,84)
Socialt arbete	-1,63	(1,46)	1,93	(2,61)	0,03	(0,92)	0,81	(1,63)
Tandläkare	6,95*	(3,13)	6,94	(5,48)	-3,43	(2,11)	-5,98+	(3,41)
Tjänster	8,18	(4,99)	-2,48	(4,46)	2,95	(2,91)	0,10	(2,19)
Aggregerat	3,13***	(0,80)	1,58*	(0,78)	1,76*	(0,78)	2,72**	(0,87)

Not: Tabellen visar hur den primära effekten skiljer sig beroende på föräldrar och barns kön. Estimeringen använder samma specifikation som i Tabell 4. Tabellen redovisar nivåer, och hypotestesterna utvärderar om varje estimat är skiljt från noll. I den engelskspråkiga artikeln återfinns också interaktionseffekter som visar att skillnaden mellan fäder och mödrar är statistisk signifikant. + $p \leq 0,1$; * $p \leq 0,05$; ** $p \leq 0,01$; *** $p \leq 0,001$. Dessa värden är så kallade p-värden som indikerar om den aktuella skattningen är statistiskt säkerställt skild från noll, och hur stark den slutsatsen är.

Ytterligare resultat relaterade till familjens sammansättning presenteras i den engelskspråkiga artikeln och dess bilaga. Där visas exempelvis att även om kvinnor är mer sannolika att få barn med män som har examina i samma fält kan detta inte förklara varför barn också följer sina mödrar. En annan tabell visar små skillnader beroende på mor- och farföräldrarnas utbildningsnivå. Bilagan innehåller också analyser av i vilken grad barn följer sina föräldrar till samma lärosäte eller pendlingszon. Storleken på dessa relativa effekter är ungefär densamma som skattningarna redovisade i denna rapport, men förklarar inte varför utbildningsfält går i arv. En tabell visar att även om man endast jämför föräldrar på marginalen mellan olika inriktningar vid samma universitet kommer deras barn att följa dem när de väljer inriktning.

5 Slutsats

Barn till föräldrar med examina från en viss utbildningsinriktning är ofta 3–5 gånger mer benägna att själva ta en relaterad examen, jämfört med andra högskole- och universitetsstudenter. Detta välkända intergenerationella samband har i tidigare forskning visat sig främst gälla fäder och söner. I denna uppsats använde jag en kvasi-experimentell statistisk design för att undersöka hur stor del av denna korrelation som faktiskt är ett orsakssamband.

Föräldrars val av studiefält har en stark kausal inverkan på deras barns utbildningsval. Jag har visat att sannolikheten att ett barn tar examen från ett fält ökar med 2,1 procentenheter eller 53 % (0,9 p.e. eller 54 % för smala fält) om föräldern registrerar sig som student i fältet, jämfört med föräldrar som ansöker till samma fält men sedan studerar något annat. I den engelska versionen av denna rapport (se Altmejd 2023) redovisas en rad alternativa specifikationer, samt robusthets- och placebotester, som visar på resultatens tillförlitlighet. De redovisade resultaten är dessutom skattade under ett antal konservativa antaganden, vilket sannolikt medför att resultaten utgör en nedre gräns för hur ofta utbildningsfält går i arv.

När man studerar hur resultaten skiljer sig åt mellan inriktningar är det tydligt att effekten skiljer sig mycket mellan utbildningsinriktningar. Många av de mest ärflika ämnesområdena är inom naturvetenskapliga och tekniska ämnen. Föräldrarnas inskrivning inom fältet ökar sannolikheten att barnet tar examen från teknik med 12,8 procentenheter (140 %) men bara med 0,23 procentenheter (13 %) inom socialt arbete och effekten är svagt negativ (-1,0 p.e., -209 %) för apotekare. Vissa av dessa kausala effekter ligger nära de uppmätta korrelationerna. Till exempel är den intergenerationella korrelationen i teknik 143%. Men andra resultat är mycket annorlunda. Sannolikheten att ta examen i socialt arbete är 211 % högre och för apotekare är korrelationen inte mindre än 612 %. Ett annat intressant exempel är företagsekonomi, där preferenser är så korrelerade över generationer att även om fältet har en av de större kausala effekterna motsvarande 2,0 procentenheter, är den relativa effekten endast 50 % - en fjärdedel av den råa korrelationen på 186 %.

Dessa varierande mönster är resultatet av en komplex uppsättning skillnader i utbildnings- och yrkeserfarenheter över ämnesområden. Det tar i genomsnitt 28 år från det att en förälder söker till högskola/universitet tills dennes barn söker.

De flesta barn är inte tillräckligt gamla för att direkt uppleva sina föräldrars tid i utbildning. I stället fungerar den ärflighetseffekt jag redovisar indirekt, genom den kunskap föräldern får från sina studier och de yrkesmässiga vägar som öppnas. Genom att studera föräldrarnas erfarenhet såg vi att barn är mer benägna

att följa de föräldrar som studerar populära ämnen (Tabell 6), och att det särskilt är de föräldrar som förväntas tjäna bra som följs (Tabell 7)

Har barn som följer sina föräldrar det bättre ställt? Tabell 8 presenterade en analys av hur inkomster och avkastning varierar beroende på om föräldern har en examen i samma fält. Analysen visar att för vissa utbildningsfält har barn som har en förälder med en examen inom samma inriktning betydligt högre inkomster än de vars föräldrar inte har någon sådan examen. Dessa skillnader syns dock inte i de skattade orsakssambanden. Dessutom finns det flera inriktningar med mycket svaga inkomstkorrelationer, men där barn ändå är mycket mer benägna att ta examen om deras föräldrar gjort det. Sammantaget verkar det inte som att förbättringar i inkomst är en viktig drivkraft för varför barn följer sina föräldrar.

Forskning om hur yrken går i arv hävdar ofta att barn följer sina föräldrar eftersom de har en fördel relativt andra studenter, antingen på grund av överföring av kunskap och färdigheter eller nepotism. Även om de data som används i denna studie inte tillåter mig att med säkerhet avfärda dessa teorier, visar de presenterade analyserna att andra mekanismer kan vara minst lika viktiga. Flera mönster som observerats i rapporten talar snarare för betydelsen av föräldern som förebild. För det första hittar jag inga bevis för ämnesspecifik kunskapsöverföring i Tabell 5. Det verkar inte som att föräldrar som studerar naturvetenskap förbättrar sina barns betyg i kvantitativa ämnen, eller vice versa för samhällsvetenskap. För det andra är barn mycket mindre benägna att följa föräldrar som studerat inriktningar som förväntas leda till svaga arbetsmarknadsutfall. För föräldrar med lägst förväntad inkomst (i den första kvartilen av förväntad inkomstfördelning) är effekten i Tabell 7 faktiskt negativ. För det tredje är barn mer benägna att följa föräldrar av samma kön (Tabell 9), men mycket mindre benägna att följa pensionerade föräldrar (se bilagan i den engelska versionen).

Även i ett land med så pass hög inkomstmobilitet som Sverige påverkas en individs val av utbildningsfält och, i sin tur, yrke starkt av de vägar som deras föräldrar väljer. För många fält går de orsakssamband som redovisas i denna studie åt samma håll som korrelationerna, men effekterna är något svagare. För några fält är de kausala effekterna dock annorlunda. Många externa faktorer, som sociala normer och familjetraditioner, bidrar till korrelationen mellan generationers utbildningsval. Denna studie tar hänsyn till sådana faktorer och ger politiskt relevanta uppskattningar av konsekvenserna av föräldrars utbildningsval för nästa generation.

I denna studie har jag identifierat en miljöfaktor som påverkar utbildningsval och som står under individens kontroll. Dessa resultat är viktiga för forskare som studerar intergenerationell mobilitet och för beslutsfattare som är intresserade av att förbättra jämlikhet i möjligheter. De är också relevanta för föräldrar som vill

att deras barn ska lyckas och som kan dra nytta av att förstå hur viktig deras roll som förebild är för barnets utbildningsval. För att öka rörligheten behöver barn från familjer med liten exponering för högre utbildning ytterligare förebilder som hjälper dem att förstå vilka utbildnings- och yrkesmöjligheter som finns tillgängliga för dem.

Referenser

- Altmejd, Adam. 2023. *Inheritance of fields of study*, IFAU Working Paper 2023:11.
- Adermon, Adrian, Mikael Lindahl, och Mårten Palme. 2021. "Dynastic Human Capital, Inequality, and Intergenerational Mobility". *American Economic Review* 111 (5): 1523–48. <https://doi.org/10.1257/aer.20190553>.
- Aina, Carmen, och Cheti Nicoletti. 2018. "The Intergenerational Transmission of Liberal Professions". *Labour Economics* 51 (april): 108–20. <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2017.12.003>.
- Andrade, Stefan B, och Jens-Peter Thomsen. 2017. "Micro-Educational Reproduction". *Social Forces* 96 (2): 717–50. <https://doi.org/10.1093/sf/sox062>.
- Becker, Gary S. 1964. *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education*. NBER.
- Bell, Alex, Raj Chetty, Xavier Jaravel, Neviana Petkova, och John Van Reenen. 2019. "Who Becomes an Inventor in America? The Importance of Exposure to Innovation". *The Quarterly Journal of Economics* 134 (2): 647–713. <https://doi.org/10.1093/qje/qjy028>.
- Bennedsen, Morten, Kasper Meisner Nielsen, Francisco Perez-Gonzalez, och Daniel Wolfenzon. 2007. "Inside the Family Firm: The Role of Families in Succession Decisions and Performance". *The Quarterly Journal of Economics* 122 (2): 647–91. <https://doi.org/10.1162/qjec.122.2.647>.
- Björklund, Anders, och Kjell G. Salvanes. 2011. "Chapter 3 - Education and Family Background: Mechanisms and Policies". I *Handbook of the Economics of Education*, redigerad av Eric A. Hanushek, Stephen Machin, och Ludger Woessmann, 3:201–47. Elsevier. <https://doi.org/10.1016/B978-0-444-53429-3.00003-X>.
- Black, Sandra E., och Paul J. Devereux. 2011. "Recent Developments in Intergenerational Mobility". I *Handbook of Labor Economics*, redigerad av David Card och Orley Ashenfelter, 4:1487–1541.
- Branigan, Amelia R., Kenneth J. McCallum, och Jeremy Freese. 2013. "Variation in the Heritability of Educational Attainment: An International Meta-Analysis". *Social Forces* 92 (1): 109–40. <https://doi.org/10.1093/sf/sot076>.
- Braun, Sebastian Till, och Jan Stuhler. 2018. "The Transmission of Inequality Across Multiple Generations: Testing Recent Theories with Evidence from

- Germany”. *The Economic Journal* 128 (609): 576–611. <https://doi.org/10.1111/eoj.12453>.
- Breda, Thomas, Julien Grenet, Marion Monnet, och Clémentine van Effenterre. 2021. ”Do Female Role Models Reduce the Gender Gap in Science? Evidence from French High Schools”. halshs-01713068. PSE Working Papers. HAL. <https://ideas.repec.org/p/hal/psewpa/halshs-01713068.html>.
- Coleman, James S., Ernest Q. Campbell, Carol J. Hobson, James McPartland, Alexander M. Mood, Frederic D. Weinfeld, och Robert L. York. 1966. *Equality of Educational Opportunity*. U.S. Department of Health, Education, and Welfare, Office of Education.
- Croix, David de la, och Marc Goñi. 2021. ”Nepotism vs. Intergenerational Transmission of Human Capital in Academia (1088–1800)”. *SSRN Electronic Journal*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.3807314>.
- Dahl, Gordon, Dan-Olof Rooth, och Anders Stenberg. 2023. ”Intergenerational and Sibling Peer Effects in High School Majors”. *American Economic Journal: Economic Policy* Forthcoming. <https://doi.org/10.3386/w27618>.
- Dal Bó, Ernesto, Pedro Dal Bó, och Jason Snyder. 2009. ”Political Dynasties”. *The Review of Economic Studies* 76 (1): 115–42. <https://doi.org/10.1111/j.1467-937X.2008.00519.x>.
- Dunn, Thomas, och Douglas Holtz-Eakin. 2000. ”Financial Capital, Human Capital, and the Transition to Self-Employment: Evidence from Intergenerational Links”. *Journal of Labor Economics* 18 (2): 282–305. <https://doi.org/10.1086/209959>.
- Hvide, Hans K., och Paul Oyer. 2018. ”Dinner Table Human Capital and Entrepreneurship”. Working Paper 24198. Working Paper Series. National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/w24198>.
- Hällsten, Martin, och Max Thaning. 2018. ”Multiple Dimensions of Social Background and Horizontal Educational Attainment in Sweden”. *Research in Social Stratification and Mobility* 56 (augusti): 40–52. <https://doi.org/10.1016/j.rssm.2018.06.005>.
- Kirkebøen, Lars J., Edwin Leuven, och Magne Mogstad. 2016. ”Field of Study, Earnings, and Self-Selection”. *The Quarterly Journal of Economics* 131 (3): 1057–1111. <https://doi.org/10.1093/qje/qjw019>.
- Kraaykamp, Gerbert, Jochem Tolsma, och Maarten H. J. Wolbers. 2013. ”Educational expansion and field of study: trends in the intergenerational trans-

- mission of educational inequality in the Netherlands". *British Journal of Sociology of Education* 34 (5–6): 888–906. <https://doi.org/10.1080/01425692.2013.816622>.
- Laband, David N., och Bernard F. Lentz. 1983. "Occupational Inheritance in Agriculture". *American Journal of Agricultural Economics* 65 (2): 311–14.
- . 1992. "Self-Recruitment in the Legal Profession". *Journal of Labor Economics* 10 (2): 182–201. <https://doi.org/10.1086/298284>.
- Lee, David S, och Thomas Lemieux. 2010. "Regression Discontinuity Designs in Economics". *Journal of Economic Literature* 48 (2): 281–355. <https://doi.org/10.1257/jel.48.2.281>.
- Lee, James J., Robbee Wedow, Aysu Okbay, Edward Kong, Omeed Maghzian, Meghan Zacher, Tuan Anh Nguyen-Viet, m.fl. 2018. "Gene Discovery and Polygenic Prediction from a Genome-Wide Association Study of Educational Attainment in 1.1 Million Individuals". *Nature Genetics* 50 (8): 1112–21. <https://doi.org/10.1038/s41588-018-0147-3>.
- Lentz, Bernard F., och David N. Laband. 1989. "Why So Many Children of Doctors Become Doctors: Nepotism vs. Human Capital Transfers". *The Journal of Human Resources* 24 (3): 396–413.
- . 1990. "Entrepreneurial Success and Occupational Inheritance among Proprietors". *The Canadian Journal of Economics / Revue canadienne d'Economique* 23 (3): 563–79.
- Lindahl, Mikael, Mårten Palme, Sofia Sandgren Massih, och Anna Sjögren. 2015. "Long-Term Intergenerational Persistence of Human Capital: An Empirical Analysis of Four Generations". *The Journal of Human Resources* 50 (1): 1–33.
- Plomin, Robert. 2011. "Commentary: Why are children in the same family so different? Non-shared environment three decades later". *International Journal of Epidemiology* 40 (3): 582–92. <https://doi.org/10.1093/ije/dyq144>.
- Polderman, Tinca J. C., Beben Benyamin, Christiaan A. de Leeuw, Patrick F. Sullivan, Arjen van Bochoven, Peter M. Visscher, och Danielle Posthuma. 2015. "Meta-Analysis of the Heritability of Human Traits Based on Fifty Years of Twin Studies". *Nature Genetics* 47 (7): 702–9. <https://doi.org/10.1038/ng.3285>.
- T 3897-08. 2009. Uppsala tingsrätt.

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