

# Hur påverkar ojämlikheten den socioekonomiska rörligheten?

Gatsby-kurvan och dess  
mekanismer

Gunnar Brandén



# Hur påverkar ojämlikheten den socioekonomiska rörligheten?<sup>a</sup>

Gatsby-kurvan och dess mekanismer

av

Gunnar Brandén<sup>b</sup>

2019-08-19

## Sammanfattning

En stor mängd studier har under senare tid funnit att länder med stora inkomstskillnader uppvisar en lägre socioekonomisk rörlighet – ett samband som i den nationalekonomiska litteraturen kallas för Gatsby-kurvan. I den här rapporten beräknas en svensk Gatsby-kurva som mäter sambandet mellan inkomstjämlighet och socioekonomisk rörlighet över arbetsmarknadsregioner och födelsekohorter i Sverige. Resultaten visar att män som vuxit upp i regioner och/eller under perioder med höga nivåer av inkomstjämlighet har ett starkare samband mellan sin egen och sin faders inkomst. Därmed bekräftas existensen av en Gatsby-kurva i Sverige. I rapporten analyseras också Gatsby-kurvans underliggande mekanismer, där resultaten visar att Gatsby-kurvan i Sverige drivs av sambandet mellan faders inkomst och deras söners kognitiva och icke-kognitiva förmågor samt utbildningslängd.

---

<sup>a</sup> Denna rapport är en sammanfattning av ”Does inequality reduce mobility? The Great Gatsby Curve and its mechanisms”, IFAU working paper 2019:20

<sup>b</sup> Gunnar Brandén, [gunnar.branden@umu.se](mailto:gunnar.branden@umu.se), Umeå Universitet

## Innehållsförteckning

1	Inledning.....	3
2	Metod.....	4
2.1	Hur beräknas Gatsby-kurvan? .....	4
2.2	Hur undersöks Gatsby-kurvans mekanismer? .....	5
3	Data.....	6
3.1	Urvalsrestriktioner.....	6
3.2	Variabeldefinitioner.....	7
3.3	Deskriptiv statistik.....	8
4	Resultat .....	10
4.1	Gatsby-kurvan i Sverige .....	13
4.2	Dekomponeringsanalys .....	16
4.3	Gatsby-kurvans mekanismer .....	17
5	Slutsatser.....	18
	Referenser .....	20

# 1 Inledning

Inkomstjämligheten har i stort sett ökat i samtliga OECD-länder sedan mitten av 1980-talet, och bland dessa länder har den ökat mest i Sverige (OECD, 2011). I kölvattnet av denna utveckling har ett antal studier<sup>1</sup> visat att länder med höga nivåer av ojämlikhet tenderar att ha lägre nivåer av intergenerationell rörlighet (d.v.s. ett starkt samband mellan barns och föräldrars inkomster) – ett samband som i litteraturen kallas för Gatsby-kurvan.<sup>2</sup>

En teoretisk koppling mellan inkomstjämlighet och intergenerationell rörlighet påvisades redan i slutet av 1970-talet av ekonomerna Gary Becker och Nigel Tomes (1979; 1986), i en modell för hur föräldrar investerar i sina barns humankapital. Något förenklat så kan man säga att i denna modell försöker föräldrar maximera sin egen och sina barns nytta genom att välja om de ska konsumera sin inkomst idag, eller investera i sitt barns humankapital så att konsumtionen i framtiden blir större. När avkastningen på humankapital ökar i modellen så medför det dels att inkomstskillnaderna ökar eftersom alla inte har lika mycket humankapital, och det medför också att föräldrarnas beslut om hur stor andel av deras inkomst som ska konsumeras respektive investeras förändras. Detta innebär att föräldrar med högt humankapital ökar investeringen i sina barns humankapital mer än föräldrar med lågt humankapital, eftersom de fått en större inkomstökning. Detta leder i sin tur till att deras barn i vuxen ålder har mer humankapital än barn till föräldrar med lågt humankapital. Därmed leder, enligt denna teori, höga inkomstskillnader under barnens uppväxtår till ett starkare samband mellan föräldrarnas och barnens inkomster när barnen blivit vuxna.<sup>3</sup> Gatsby-kurvan handlar således om hur inkomstjämlighet *under uppväxten* påverkar den socioekonomiska rörligheten.

De tidiga studierna av Gatsby-kurvan blev dock kritiserade då det är svårt att tolka jämförelser mellan länder när allt från urvalsram till beräkningsmetoder skiljer sig åt mellan länderna – exempelvis kan en person vid en given inkomstnivå vara relativt rik i ett land men relativt fattig i ett annat. För att hantera denna problematik beräknas Gatsby-kurvan i denna studie inom Sverige, både mellan lokala arbetsmarknadsregioner och över födelsekohorter. Resultaten bekräftar

---

<sup>1</sup> Se exempelvis Björklund och Jäntti, 1997; Corak, 2006; Andrews och Leigh, 2009; Ermisch m.fl. 2012; Corak, 2013; Blanden, 2013; Jerrim och Macmillan, 2015.

<sup>2</sup> Kurvan fick sitt namn år 2012 av Alan B. Krueger när han i ett tal till Center for American Progress presenterade en graf som visade att födelsekohorter i länder med hög inkomstjämlighet uppvisade en hög intergenerationell inkomstelasticitet, d.v.s. låg intergenerationell rörlighet. Denna graf var i sin tur baserad på tidigare arbete av Miles Corak (2006).

<sup>3</sup> Becker-Tomes modellen har sedan dess utvecklats på en rad olika sätt, och den som är intresserad av att läsa mer om teorin bakom Gatsby-kurvan kan med fördel läsa Solon (2004) och Brandén (2018).

existensen av en Gatsby-kurva i Sverige: män som växte upp på 60- och 70-talen i regioner och/eller under perioder med höga nivåer av ekonomisk ojämlikhet upplevde i genomsnitt en lägre socioekonomisk rörlighet än andra män.<sup>4</sup>

För att undersöka Gatsby-kurvans underliggande mekanismer genomförs sedan en dekomponeringsanalys, vars resultat visar att drygt hälften av överföringen av socioekonomisk status mellan generationer (mätt som rangposition i respektive generations inkomstfördelning) kan förklaras av sambandet mellan fädernas inkomstrang och sönernas kognitiva och icke-kognitiva förmågor samt utbildningslängd. Resterande överföring av socioekonomisk status mellan generationer går via en ”restkomponent” som fångar upp det samband som inte går via utbildning eller förmågor, exempelvis effekten av sociala nätverk, nedärvda genetiska förutsättningar, och direkta effekter av faders inkomstrang. Vidare visar resultaten att inkomstojämlikheten bara har ett statistiskt signifikant samband med den del av den intergenerationella rörligheten som går via sönernas utbildningsnivå och förmågor – restkomponenten som står för nästan hälften av överföringen av socioekonomisk status mellan generationer är okorrelerad med nivån på inkomstojämlikheten.

Sammantaget visar resultaten i denna rapport att sambandet mellan inkomstojämlikhet och intergenerationell rörlighet även finns i en given institutionell kontext, där såväl mätmetoder som prisnivåer hålls konstanta. Vidare visar resultaten också att den svenska Gatsby-kurvan drivs av sambandet mellan inkomstojämlikhet och den del av den intergenerationella rörligheten som genereras av sambandet mellan faders livsinkomst och deras söners utbildningslängd och förmågor.

## 2 Metod

I det här avsnittet förklaras hur Gatsby-kurvan beräknas, och hur dess bakomliggande mekanismer har undersökts. Läsare som är intresserade av en mer teknisk genomgång av metoderna i studien hänvisas till Brandén (2019).

### 2.1 Hur beräknas Gatsby-kurvan?

För att beräkna en Gatsby-kurva behöver man upprepade mätningar av två storheter: dels den intergenerationella rörligheten, och dels den inkomst-spridning (ojämlikhet) som den yngre generationen (som används i beräkningen av den intergenerationella rörligheten) upplevde under uppväxtåren. Dessa

---

<sup>4</sup> Urvalet i studien består endast av män eftersom analysen delvis är baserad på mönstringsdata som inte finns för kvinnorna i populationen.

upprepade mätningar kan antingen göras över geografiska områden, exempelvis länder eller kommuner, eller över tid för olika årskullar.

I den här studien mäts den intergenerationella rörligheten som *rangpersistens* – d.v.s. sambandet mellan föräldrars och deras barns rangposition i respektive generations inkomstfördelning, där ett starkare samband innebär lägre socioekonomisk rörlighet. En individs rangposition bestäms i sin tur av hur stor dennes livsinkomst är i förhållande till livsinkomsterna inom samma årskull. I praktiken går det till så att den som har lägst livsinkomst inom varje årskull får rangvärde 1 och den som har högst får rangvärde 100, medan resten av individerna i årskullen tilldelas ett värde däremellan beroende på var i rangordningen av livsinkomster som just deras livsinkomst befinner sig. Men, eftersom det inte finns tillräckligt långa tidsserier med svenska inkomstdata för att observera fullständiga livsinkomster för två generationer över flera årskullar, så approximeras livsinkomsterna som genomsnittet av de årsinkomster som observeras mellan 30–50 års ålder för fäder och 30–45 års ålder för söner. När alla fått sin rangposition bestämd så beräknas den intergenerationella rangpersistensen som riktningskoefficienten i en regression av sönerns rangposition på fädernas rangposition. Därmed anger den intergenerationella rangpersistensen den förväntade ökningen av ett barns rangposition till följd av att förälderns rangposition ökar med ett.

För att beräkna inkomstjämligheten beräknas i ett första steg årsvisa Ginikoefficienter i de lokala arbetsmarknadsregionerna. Ginikoefficienter är den vanligaste metriken för att mäta spridningen i inkomstfördelningar, och antar ett värde mellan 0 och 1 där 0 innebär fullständig jämlighet (alla personer har samma inkomst) och 1 innebär fullständig ojämlikhet (en person har all inkomst). I nästa steg definieras *barndomsjämlighet* som genomsnittet av de regionala Ginikoefficienterna från året innan man föds fram till 18 års ålder för varje årskull inom varje arbetsmarknadsregion, så att alla som är födda samma år i samma region har samma värde på barndomsjämligheten.

## 2.2 Hur undersöks Gatsby-kurvans mekanismer?

För att undersöka mekanismerna bakom Gatsby-kurvan delas den intergenerationella rangpersistensen upp i fyra separata komponenter i en dekomponeringsanalys. Dessa komponenter utgör kanaler genom vilka föräldrars rangposition i inkomstfördelningen påverkar sina barns rangposition. Tre av dessa komponenter är direkt beräknade (barnens kognitiva och icke-kognitiva förmågor, uppmätta i samband med den militära mönstringen, samt deras utbildningslängd), medan den fjärde är en indirekt beräknad restkomponent som fångar

upp allt samband mellan föräldrars och barns rangpositioner som inte går via någon av de direkt beräknade komponenterna.

Dekomponeringen görs i två steg. Först beräknas sambandet mellan föräldrars rangposition och respektive komponent (d.v.s. barnens utbildningslängd och förmågor), och därefter beräknas respektive komponents samband med barnens rangposition (andra steget). Produkten av dessa två steg uppskattar storleksordningen av respektive komponent. Från det andra steget erhålls även restkomponenten som fångar upp sambandet mellan föräldrars och barns rangposition som återstår efter sambandet som går via barnens utbildning och förmågor tagits hänsyn till.

När dekomponeringen av den intergenerationella rangpersistensen är komplett så beräknas till sist sambandet mellan de olika överföringskomponenterna och nivån på inkomstjämligheten som barnen i urvalet upplevde under uppväxtåren. På så vis går det att analysera hur styrkan i de olika överföringskomponenterna förändras när inkomstjämligheten ökar eller minskar.

### 3 Data

Som påpekas i Jäntti och Jenkins (2015) så medför beräkningen av intergenerationell rörlighet att en rad beslut måste tas som alla på ett eller annat sätt kommer att påverka resultatet. Det gäller exempelvis vilka inkomstslag som ska ingå i inkomstbegreppet, när den ska observeras, och vilka restriktioner man lägger på individerna som ska ingå i urvalet. I den här sektionen förklaras de beslut som fattas för den här studien, samt hur olika variabler definierats utifrån de data som funnits att tillgå. För metodmässiga resonemang hänvisas den intresserade läsaren till Brandén (2019).

#### 3.1 Urvalsrestriktioner

Till att börja med begränsar sig denna studie till inkomster observerade för män eftersom det inte finns mönstringsdata för kvinnorna i populationen, vilket innebär att det inte finns några uppgifter på deras kognitiva och icke-kognitiva förmågor som behövs för att genomföra dekomponeringsanalysen.

För att skapa urvalet till studien väljs först alla män födda i Sverige mellan 1961 och 1980, vilket blir drygt 1,1 miljon individer. Därefter begränsas urvalet till de vars fäder finns med i SCB:s Flergenerationsregister<sup>5</sup> som innehåller biologiska länkar mellan barn och föräldrar, samt till de vars fäder var mellan 18

---

<sup>5</sup> För att de biologiska länkarna ska finnas i Flergenerationsregistret måste föräldern vara bosatt i Sverige vid något tillfälle efter 1961.



och 45 år gamla när deras söner föddes. Detta minskar urvalet med ungefär fem procent. Därefter begränsar jag urvalet till de söner vars fäder är född tidigast 1920 och senast 1960<sup>6</sup>, vilket ytterligare minskar urvalet med en procent och därmed lämnar kvar drygt 1 miljon söner samt deras fäder.

För att skapa ett inkomstmått som mäter arbetsmarknadsinkomster på ett konsekvent sätt över hela tidsperioden så används endast årsinkomster motsvarande minst 75 procent av en minimiårslönen vid heltidsanställning.<sup>7</sup> Genom att göra detta adresseras huvudsakligen två problem. Det första är förekomsten av arbetspendling över gränserna in till Norge och Finland, som i vissa arbetsmarknadsregioner annars hade medfört stora mätfel. Att inkludera dessa ofullständiga inkomster hade varit särskilt problematiskt för den här studien eftersom den förlitar sig på regional variation i inkomstfördelningarna. Det andra problemet är förekomsten av små årsinkomster från arbetsmarknaden som inte är representativa för en individs typiska eller totala årsinkomst, exempelvis föräldrar som övergår i föräldraledighet delar av året, sommarjobb bland äldre studenter, eller små löneinkomster inom yrken som erhåller delar av sin arbetsinkomst som kapitalinkomst. Genom att begränsa urvalet till söner och fäder med minst tre observerade årsinkomster över miniminivån minskar urvalet med 16 procent.

Till sist begränsas urvalet till söner som bott minst 6 sammanhängande år mellan 2 och 12 års ålder i samma lokala arbetsmarknadsregion. Detta säkerställer att söner verkligen exponerats för den regionala nivån av ojämlikhet under sin barndom, och minskar urvalet med ytterligare två procent till en slutgiltig urvalsstorlek på 868 557 söner och deras fäder.

### 3.2 Variabeldefinitioner

*Lokal arbetsmarknadsregion.* På regional nivå mäts ojämlikhet och intergenerationell rörlighet inom lokala arbetsmarknadsregioner, som består av kommuner som slagits samman med hjälp av arbetspendlingsstatistik från 1985 (SCB, 2010). Eftersom antalet kommuner förändrats drastiskt under studieperioden kodas först kommunkartan för hela tidsperioden om till den karta som gällde åren 1977–1979 då antalet kommuner i Sverige var som lägst (277 stycken). Först därefter aggregeras dessa kommuner till 125 lokala arbetsmarknadsregioner.

---

<sup>6</sup> Genom att begränsa urvalet på detta sätt säkerställs det att livsinkomsterna för fäderna kan uppskattas på ett bra sätt, samt att det inte blir någon överlappning mellan barn- och föräldragenerationen.

<sup>7</sup> Sverige har ingen nationell minimilönen, varför en sådan har uppskattats genom att kombinera förändringar i semesterdagar och arbetstid över tidsperioden med resultaten i Skedinger (2005) som dels visar att minimilönen i kollektivavtalen för olika industribranscher motsvarar cirka 65 procent av genomsnittslönen, samt att detta förhållande varit hyfsat konstant från 1970 till 2004.

*Inkomst.* Inkomst observeras årsvis för ett tioprocentigt urval av befolkningen mellan 1960–1966, därefter ungefär vartannat år mellan 1968–1982 för hela befolkningen, och sedan återigen årsvis för hela befolkningen mellan 1985–2012. All inkomst har justerats till 2012 års prisnivå och inkluderar bruttolön, inkomst av näringsverksamhet, skattepliktiga förmåner, samt vissa transfereeringar såsom sjukpenning och havandeskapspenning. Däremot saknas data på kapitalinkomster, pensioner och föräldrapenning.

*Utbildning.* Utbildningsdata är hämtat från utbildningsregistret, och täcker in hela urvalet. Utbildningslängd rapporteras i nivå i registren, men har kodats om till antal år enligt: folkskola = 7 år; nya grundskolan = 9 år; 2-årigt gymnasium = 11 år; 3-årigt gymnasium = 12 år; kort högskoleutbildning = 14 år; högskoleexamen = 16 år; doktorsexamen = 20 år.

*Kognitiv och icke-kognitiv förmåga.* Data på kognitiva och icke-kognitiva förmågor är hämtade från mönstringsdata hos Pliktverket. Mönstringstesterna var obligatoriska för alla män och genomfördes vanligtvis samma år en person fyllde 18. I dessa tester bestäms en persons kognitiva förmåga av den sammanlagda poängsumman från tester på verbal, logisk, spatial och teknisk förmåga. Vidare bestäms en persons icke-kognitiva förmåga i samband med en strukturerad intervju med en legitimerad psykolog, där intervjufrågorna är specifikt utformade för att utvärdera personens förutsättningar att klara av den psykiska ansträngningen som en tjänst inom det militära kan medföra. Exempelvis ger förekomsten av följande karaktärsdrag ett högt värde på en persons icke-kognitiva förmåga: uthållighet, ansvarstagande, självständighet, utåtriktad, emotionell stabilitet, initiativförmåga och social kompetens (Lindqvist och Vestman, 2011). Slutligen följer bägge variablerna en stanineskala inom varje testår, vilket innebär att varje individ får ett heltalsvärde mellan 1 och 9 där 1 är det lägsta resultatet och 9 det högsta. Vidare är poängen i en stanineskala symmetriskt fördelade med medelvärdet 5 och standardavvikelsen 2. I praktiken innebär det att de som exempelvis placerat sig bland de 4 procent som fått lägst poäng erhåller värdet 1, medan de som placerat sig bland de 4 procent som fått högst poäng erhåller värdet 9.

### 3.3 Deskriptiv statistik

Tabell 1 rapporterar deskriptiv statistik på individnivå uppdelat i födelseårsgrupper. Genomsnittlig årsinkomst för fäder ökar en aning över tid, från 281 000 SEK för årskullar födda 1961–1965 till 289 000 SEK för årskullar födda 1976–1980. Även det genomsnittliga antalet observerade inkomster för fäder stiger

över tid, från 9 till 15, dock förblir den genomsnittliga åldern då inkomst observeras i stort sett konstant. Sönernas genomsnittsinkomst ökar också över tidsperioden, från 334 000 SEK i första kohortgruppen till 364 000 SEK i den sista. Vi ser dock att det genomsnittliga antalet inkomstobservationer för söner minskar rätt drastiskt över tid, från 14 till 5, vilket framförallt beror på att inkomster endast observeras fram till 2012.

Tabell 1 Deskriptiv statistik på individnivå

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	1961-1965	1966-1970	1971-1975	1976-1980	Alla årskullar
<i>Fäder</i>					
Inkomst	280 924 (135 498)	279 914 (120 975)	284 540 (120 250)	288 798 (116 137)	283 238 (123 729)
Inkomster 30-50	9,3 (3,3)	11,6 (3,4)	13,8 (3,4)	15,4 (3,7)	12,4 (4,1)
Ålder	42,2 (2,6)	41,3 (2,0)	41,1 (1,6)	40,9 (1,5)	41,4 (2,0)
<i>Söner</i>					
Inkomst	333 867 (176 854)	364 729 (182 089)	369 483 (163 456)	364 253 (137 255)	358 025 (167 944)
Inkomster 30-45	14,1 (3,2)	13,3 (2,9)	9,2 (2,1)	4,9 (1,4)	10,7 (4,4)
Ålder	37,5 (1,3)	36,9 (1,3)	34,6 (1,0)	32,1 (0,8)	35,5 (2,4)
Utbildningsår	12,0 (2,5)	12,3 (2,5)	12,8 (2,5)	13,2 (2,3)	12,6 (2,5)
Kognitiv förmåga	5,2 (1,6)	5,3 (1,9)	5,1 (1,9)	5,1 (1,9)	5,2 (1,8)
Icke-kognitiv förmåga	5,2 (1,6)	5,2 (1,6)	5,2 (1,7)	5,1 (1,7)	5,2 (1,6)
Antal observationer	44 606 (4 186)	47 772 (2 242)	45 687 (1 753)	36 383 (2 425)	44 044 (4 971)

*Not.* Varje kolumn representerar ett födelsekohortspann. Ålder hänvisar till den ålder då inkomst observeras. Medelvärden och standardavvikelser.

Detta innebär att även den genomsnittliga åldern då inkomst observeras faller, från 38 till 32. Slutligen är den genomsnittliga kognitiva och icke-kognitiva förmågan i urvalet något högre än genomsnittet i befolkningen för samtliga födelseårsgrupper.

Tabell 2 presenterar deskriptiv statistik på lokal arbetsmarknadsnivå, där varje lokal arbetsmarknads bidrag till medelvärdet och standardavvikelsen viktats med dess befolkningsstorlek så att de största arbetsmarknadsregionerna för högst vikt. Statistiken är uppdelad i 5-årsintervaller som motsvarar födelseårsgrupperna i Tabell 1. Vi kan se att den intergenerationella rörligheten ökar över tid – rangpersistensen faller från 0,28 mellan 1961–1965 till 0,22 mellan 1976–1980. Samtidigt faller ojämlikheten från 0,24 till 0,22.

Tabell 2 Deskriptiv statistik på regional nivå

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	1961-1965	1966-1970	1971-1975	1976-1980	Alla årskullar
Rangpersistens	0,276 (0,060)	0,283 (0,056)	0,259 (0,056)	0,216 (0,068)	0,261 (0,065)
Ginikoefficient	0,242 (0,019)	0,230 (0,017)	0,220 (0,015)	0,218 (0,016)	0,228 (0,019)
Antal observationer	2 538 (3 167)	2 614 (3 209)	2 507 (3 089)	1 967 (2 447)	2 432 (3 030)

*Not.* Alla variabler utom antal observationer är viktade med avseende på den lokala arbetsmarknadens storlek. Med antal observationer avses det genomsnittliga antalet observationer inom de lokala arbetsmarknadsregionerna. Medelvärden och standardavvikelser.

Det genomsnittliga antalet observationer inom arbetsmarknadsregionerna är cirka 2 500 fram till 1976–1980 då det faller till knappt 2 000. Notera dock att standardavvikelserna är väldigt höga p.g.a. de stora skillnaderna i populationsstorlek mellan regionerna.

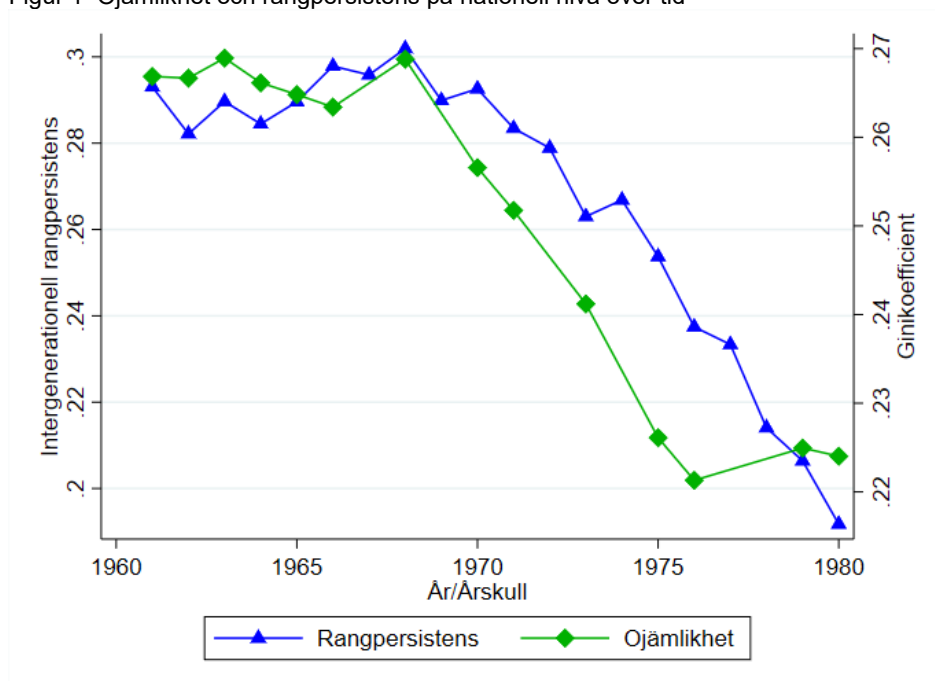
## 4 Resultat

I det här avsnittet presenteras först resultatet av att beräkna inkomstojämlikhet och intergenerationell rörlighet inom Sverige – både på nationell nivå och inom de lokala arbetsmarknadsregionerna. Därefter presenteras skattningar av Gatsby-kurvan inom Sverige, samt resultatet av att dekomponera den intergenerationella rörligheten för att på så sätt undersöka mekanismerna bakom Gatsby-kurvan.

Den gröna linjen i Figur 1 visar ojämlikheten mellan 1960 och 1980 (höger vertikal axel), medan den blå linjen visar den intergenerationella rörligheten mätt som rangpersistens för söner födda samma år (vänster vertikal axel). Här ser vi att ojämlikheten var relativt hög under 60-talet men föll mellan 1968–1975, från ungefär 0,27 till 0,22. Detta mönster är i linje med vad tidigare forskning kommit fram till (se Edin och Holmlund, 1993; Johansson m.fl., 2006; Domeij och

Flodén, 2010; Björklund och Jäntti, 2011). Vad gäller de bakomliggande orsakerna till denna utveckling, så finner Edin och Holmlund (1993) att den stora sammanpressningen av löneskillnaderna i slutet av 60-talet fram till mitten av 70-talet i stor utsträckning berodde på minskade ålders- och utbildningskillnader på arbetsmarknaden, samt en fallande avkastning på utbildning.

Figur 1 Ojämlighet och rangpersistens på nationell nivå över tid



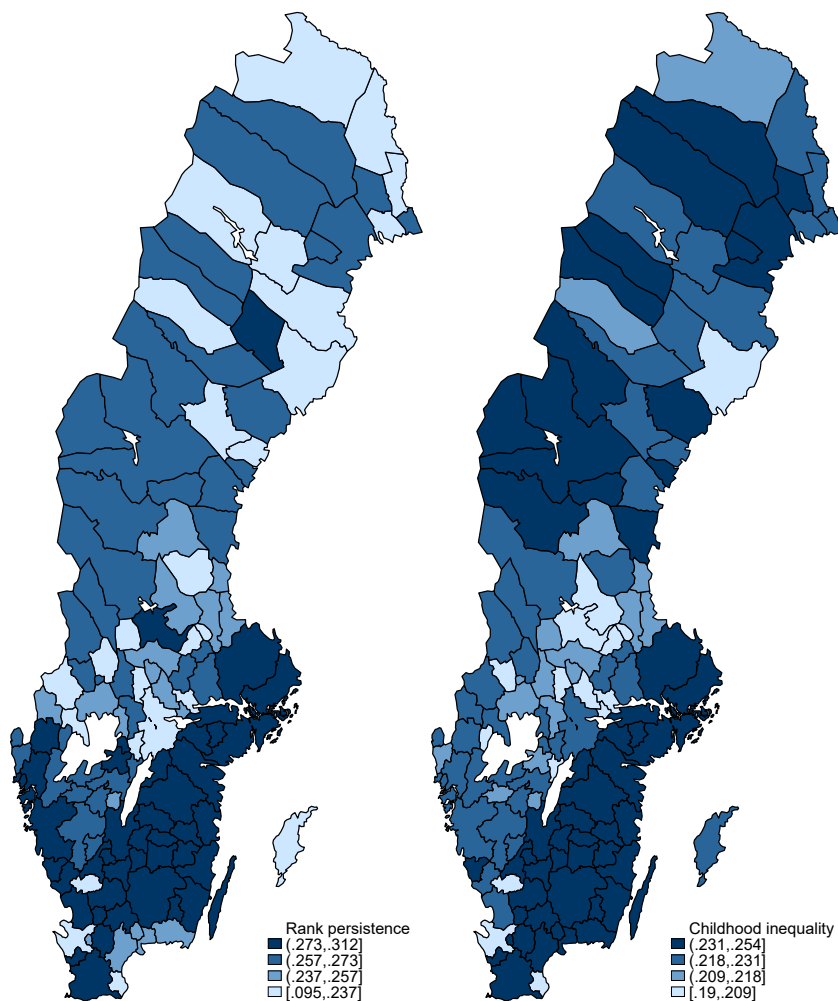
*Not.* Ginikoefficienterna är baserade på obeskattade arbetsmarknadsinkomster i den manliga populationen mellan 18–64 års ålder. Rangpersistensen mäter sambandet mellan fäders och söners rangposition i respektive generations inkomstfördelning. Rangpositionen är i sin tur baserad på approximerade livsinkomster (se avsnitt 2.1).

Vi ser också en relativt hög och konstant nivå på rangpersistensen under 60-talet som sedan faller, från cirka 0,3 för söner födda 1968 till 0,21 för söner födda 1980.<sup>8</sup> Därmed ser vi en slående samvariation mellan ojämlikhet och intergenerationell rörlighet över tid – de söner som föddes då ojämlikheten var lägre upplevde en högre socioekonomisk rörlighet.

<sup>8</sup> För årskullar födda under 1960-talet är trenden i rangpersistens känslig för vid vilken ålder sönnernas inkomster observeras. Om exempelvis åldern begränsas till mellan 30–35 års ålder så faller nivån på rangpersistens till ungefär 0,26 för de som är födda 1961. Dessa nationella trender bör därför tolkas med försiktighet.

Om vi nu vänder oss till skattningar på den regionala nivån så ser vi även där en slående samvariation. Den vänstra kartan i Figur 2 visar den regionala fördelningen av rangpersistens i Sverige, medan den högra kartan visar den regionala fördelningen av barndoms ojämlikhet.

Figur 2 Ojämlikhet och rangpersistens på regional nivå



*Not.* Kartorna är skapade genom att beräkna genomsnittlig rangpersistens respektive ojämlikhet för årskullar födda 1961–1980 inom de lokala arbetsmarknaderna. Ljusare färg motsvarar lägre intergenerationell rangpersistens/barndoms ojämlikhet. Klassgränserna utgörs av respektive fördelnings kvartiler.

Kartorna är skapade genom att beräkna genomsnittlig rangpersistens respektive barndomsojämlighet inom de lokala arbetsmarknaderna, och sedan gruppera dem i kvartiler och färglägga dem så att en ljusare färg motsvarar lägre rangpersistens/barndomsojämlighet. Med ett fåtal undantag är regionerna med högst rangpersistens belägna i södra Sverige, vilket inkluderar de lokala arbetsmarknadsregioner som innefattar Stockholm, Göteborg och Malmö.

De regionala skillnaderna i socioekonomisk rörlighet är påtagliga, där den högsta rangpersistensen på 0,31 (i Munkfors arbetsmarknadsregion) ungefär motsvarar nivån på rangpersistensen i USA (Chetty m.fl. 2014).

Den regionala fördelningen av ojämlikhet är jämnare fördelad över Sverige, men med en stark koncentration av hög barndomsojämlighet i sydöstra Sverige. Stockholms arbetsmarknadsregion uppvisar högst nivå av ojämlikhet med en Ginikoefficient på 0,254, vilket är ungefär tre standardavvikelser högre än den (oviktade) genomsnittliga barndomsojämligheten. Detta kan jämföras med Olofströms arbetsmarknadsregion där barndomsojämligheten bara var 0,19 för de söner som växte upp där, vilket är ungefär 1,5 standardavvikelser lägre än genomsnittet för hela landet. För att sätta dessa siffror i perspektiv så motsvarar skillnaden i barndomsojämlighet för de som vuxit upp i Stockholms arbetsmarknadsregion jämfört med Olofströms, ungefär skillnaden i ojämlikhet för de som vuxit upp i Danmark jämfört med Kanada (OECD, 2017).

## 4.1 Gatsby-kurvan i Sverige

Tabell 3 redovisar resultaten från regressionskattningar av Gatsby-kurvan inom Sverige baserade på de 125 lokala arbetsmarknadsregioner och 20 födelsekohorter som studien innefattar.

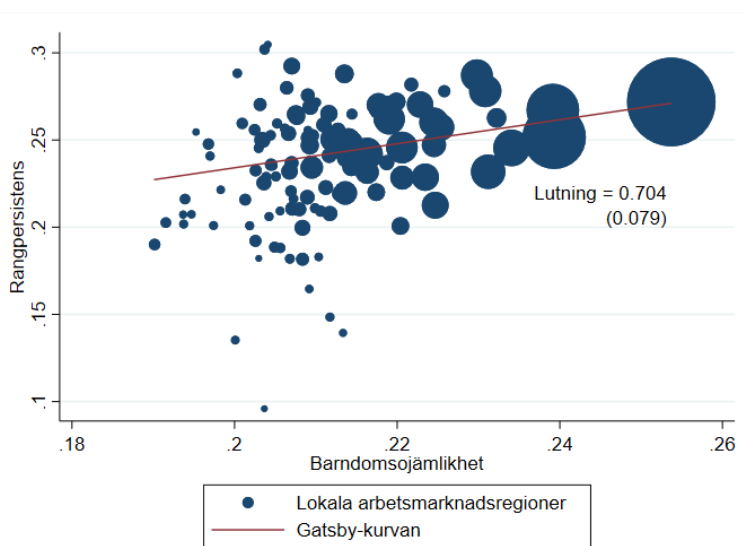
Tabell 3 Gatsby-kurvan

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Oviktad	Viktad	Inom födelseår	Inom regioner
Rangpersistens	1,466*** (0,172)	0,958*** (0,0899)	0,693*** (0,0805)	1,591*** (0,359)
R <sup>2</sup>	0,029	0,082	0,193	0,184
Antal observationer	2 500	2 500	2 500	2 500

*Not.* Första (1) kolumnen visar resultatet av en oviktad beräkning av sambandet mellan rangpersistens och barndomsojämlighet, medan observationerna i kolumnerna (2)-(4) är viktade m.a.p. urvalsstorleken i de lokala arbetsmarknadsregionerna. Vidare visar den tredje (3) kolumnen resultatet av att justera för konstanta skillnader mellan årskullarna genom att jämföra söner som är födda samma år men i olika regioner. Slutligen visar den fjärde (4) kolumnen resultatet av att justera för konstanta skillnader mellan regionerna genom att jämföra söner som är födda i samma regioner men under olika år. Standardfelen är klustrade på regional nivå.

Den första kolumnen visar resultatet av en oviktad skattning, där varje observation utgörs av ett födelseår inom en arbetsmarknadsregion. Den andra kolumnen visar däremot resultatet av en skattning där varje observation (d.v.s. en årskull i en region) viktats med sin urvalsstorlek så att regioner/födelseår med många söner får en större vikt. Om vi jämför dessa skattningar så ser vi att när regioner med stora populationer tilldelas en större vikt så minskar riktningskoefficienten rejält, från 1,47 till 0,96, vilket möjligen indikerar att sambandet mellan socioekonomisk rörlighet och ojämlikhet under uppväxten är svagare i regioner med relativt stora populationer eller med särdrag som är positivt korrelerade med relativt stora populationer (Solon m.fl., 2015). Viktningsförfarandet förbättrar även precisionen i skattningarna drastiskt, vilket innebär att några av de små regionerna där skattningen av rangpersistens och ojämlikhet är förknippad med större osäkerhet, har en relativt stor betydelse för precisionen i de oviktade skattningarna. Figur 3 illustrerar detta problem.

Figur 3 Gatsby-kurvan inom Sverige



*Not.* Varje punkt i figuren representerar genomsnittlig rangpersistens och barndoms ojämlikhet för söner födda 1961–1980 inom en lokal arbetsmarknadsregion. Storleken på varje punkt är proportionell mot den underliggande urvalsstorleken i varje region, d.v.s. det genomsnittliga antalet söner som använts för att beräkna rangpersistensen i regionen. Den röda linjen visar därmed lutningskoefficienten från en viktad regression av rangpersistens på regional barndoms ojämlikhet.

Varje punkt i figuren representerar genomsnittlig rangpersistens (vertikal axel) och barndoms ojämlikhet (horisontell axel) för söner födda mellan 1961–1980 i en lokal arbetsmarknadsregion. Storleken (och vikten) av varje datapunkt är



proportionell mot det genomsnittliga antalet söner som använts för att beräkna rangpersistensen i regionen, så att arbetsmarknadsregioner med stor befolkning får en större vikt. Vi ser att sambandet mellan rangpersistens och barndoms-  
ojämlikhet är tydligt positivt, d.v.s. ju högre barndomsjämlighet desto starkare samband mellan fäders och söners inkomstranger. Söner som växt upp i regioner eller under perioder med låg ojämlikhet har således upplevt en högre socio-ekonomisk rörlighet. Figur 3 visar också att det finns en grupp arbetsmarknadsregioner i det nedre vänstra hörnet som kraftigt avviker från det linjära mönstret – dessa regioner karaktäriseras av väldigt låga nivåer av rangpersistens i förhållande till ojämlikhet, samt av deras små befolkningsstorlekar. Det är framförallt dessa arbetsmarknadsregioner som orsakar förändringarna i precision och lutning mellan den viktade och den oviktade skattningen. En möjlig lösning vore att exkludera dessa små men inflytelserika arbetsmarknadsregioner från studien. Men hellre än att godtyckligt kasta bort data som inte ”passar in i mönstret” så kommer beräkningarna i studien framgent baseras på observationer (d.v.s. region/år) som viktats med den underliggande urvalsstorleken i varje arbetsmarknadsregion.

För att återgå till beräkningarna i Tabell 3, så ser vi i kolumn 2 att en enhets ökning av barndomsjämligheten medför en förväntad ökning av rangpersistensen med 0,96. Detta kan verka vara ett starkt samband, men för att få en uppfattning om den saken bör sambandet beräknas i termer av standardavvikelser. Gör man det så får man fram att en standardavvikelse högre barndomsjämlighet medför en förväntad ökning av rangpersistensen med 0,02 standardavvikelser. Det innebär exempelvis att barndomsjämligheten skulle behöva öka med tre standardavvikelser för att rangpersistensen i Sverige skulle nå samma nivå som rangpersistensen i USA (Chetty m.fl., 2014).<sup>9</sup>

Den tredje (3) kolumnen i Tabell 3 visar sambandet mellan rangpersistens och barndomsjämlighet i en regression med födelseårseffekter, vilket betyder att endast variationen mellan söner som är födda under samma år används i beräkningen. Lutningen på Gatsby-kurvan minskar till 0,69 vilket indikerar att sambandet mellan rangpersistens och barndomsjämlighet är positivt korrelerat med händelser som skett på nationell nivå under tidsperioden, exempelvis utbyggnaden av högskolan som innebar att de senare årskullarna hade en större tillgång till högskoleutbildning (SOU, 2007:81). Även situationen på arbetsmarknaden torde ha påverkat årskullarna olika, då utbudet av arbetstillfällen var väldigt hög under 70- och 80-talet för att sedan falla kraftigt i samband med 90-talskrisen (Holmlund, 2003).

---

<sup>9</sup> Se andra kolumnen i Tabell 1 i Chetty m.fl. (2014). Där finner de en rangpersistens på 0,312 mellan söner och deras föräldrahushåll i USA.

Den fjärde (4) kolumnen i Tabell 3 visar lutningen på Gatsby-kurvan i en regression med regioneffekter, vilket innebär att endast variationen mellan söner som är födda i olika årskullar inom samma region används i beräkningen. Därmed justerar regioneffekterna för den selektion in till arbetsmarknadsregioner som sker på basis av sådant som familjer tycker är viktigt: tillgång och kvalitet på skolor och barnomsorg, arbetstillfällen, läget på bostadsmarknaden, osv. Här ser vi att inkluderingen av regioneffekterna ökar lutningen på Gatsby-kurvan från 0,96 till 1,59, vilket är ett intressant resultat eftersom det indikerar att *selektionsprocessen* - d.v.s. den process som gör att en viss typ av familjer tenderar att bosätta sig i vissa typer av regioner - är negativt korrelerad med Gatsby-kurvans lutning. En möjlig tolkning av detta resultat är att geografisk rörlighet är viktigt för att motverka ojämlikhetens inverkan på den socioekonomiska rörligheten.

Sammantaget lär vi oss av resultaten i Tabell 3 att en Gatsby-kurva också finns inom Sverige, och att sambandet mellan intergenerationell rörlighet och barndomsojämlikhet existerar oavsett om man jämför söner födda samma år men i olika regioner, eller söner födda i olika årskullar inom samma region, för att beräkna sambandet.

## 4.2 Dekomponeringsanalys

Tabell 4 visar resultatet av att dekomponeringsanalysen. Kolumn 1 rapporterar den totala rangpersistensen, medan kolumnerna 2–5 rapporterar respektive komponents bidrag.

Tabell 4 Dekomponeringsanalys

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Totalt	Utbildning	Kognitiv förmåga	Icke-kognitiv förmåga	Restkomponent
Rangpersistens	0,26 (100%)	0,05 (21%)	0,04 (16%)	0,04 (16%)	0,12 (45%)
Observationer	2 500	2 500	2 500	2 500	2 500

*Not.* Kolumn 1 rapporterar det totala sambandet mellan söners och fäders rangposition i respektive inkomstfördelning, medan kolumnerna 2–5 rapporterar respektive komponents bidrag till detta samband.

Sammantaget förklarar sönerns utbildningslängd samt kognitiva och icke-kognitiva förmågor drygt 53 procent av det totala sambandet mellan fäders och söners rangposition. Detta bidrag består både av sambandet mellan fädernas rangposition och sönerns utbildningslängd/förmågor (första steget i dekomponeringen), samt av sambandet mellan sönerns utbildningslängd/förmågor och

deras egen rangposition (andra steget i dekomponeringen). Av dessa är det sönerns utbildningslängd som står för den största andelen, 21 procent, medan sönerns kognitiva och icke-kognitiva förmågor förklarar drygt 16 procent vardera. Resterande andel av rangpersistensen står restkomponenten för, vilket är nästan hälften. Den innehåller sådant som inte fångas upp av de andra komponenterna, såsom betydelsen av kontakter och nätverk, nedärvda genetiska förutsättningar (utseende och hälsa), samt eventuella direkta effekter av fädernas rangposition på sönerns rangposition.<sup>10</sup>

### 4.3 Gatsby-kurvans mekanismer

För att undersöka vilka mekanismer som ligger bakom Gatsby-kurvan beräknas i det här avsnittet sambandet mellan barndomsojämlighet och var och en av komponenterna från dekomponeringen av rangpersistensen. Resultaten visas i Tabell 5.

I panel A ingår samtliga komponenter i regressionsanalysen. Det mest slående resultatet är att restkomponenten är okorrelerad med barndomsojämlighet trots att den alltså står för nästan hälften av sambandet mellan fädernas och söners rangposition i respektive generations inkomstfördelning. Detta innebär att Gatsby-kurvan drivs av sambandet mellan barndomsojämlighet och sambandet mellan fädernas rangposition och sönerns utbildningslängd samt kognitiva och icke-kognitiva förmågor. Standardiserade koefficienter rapporteras inom hakparenteser, och där kan vi se att en standardavvikelse högre barndomsojämlighet medför en förväntad ökning av den del av rangpersistensen som går via sönerns utbildningslängd med 0,22. Motsvarande beräkningar för kognitiva och icke-kognitiva förmågor medför förväntade ökningsgrad om 0,26 respektive 0,28 standardavvikelser, vilket innebär att de tre komponenterna är ungefär lika känsliga för förändringar i barndomsojämligheten.

I panel B visas beräkningar när antingen utbildning eller förmågor exkluderats ur dekomponeringsanalysen för att på så vis få en bild över hur mekanismerna samspelar. Där ser vi att när kognitiva och icke-kognitiva förmågor inte tas i beaktande så ökar andelen av rangpersistensen som går via av sönerns utbildningslängd.

---

<sup>10</sup> Dekomponeringen summerar inte till 100 p.g.a. att komponenterna som presenteras i Tabell 4 är avrundade.

Tabell 5 Gatsby-kurvans mekanismer

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Rangpersistens	Utbildning	Kognitiv förmåga	Icke-kognitiv förmåga	Restkomponent
<i>Panel A</i>					
Barndomsojämlikhet	0,958*** (0,0899) [0,287]	0,318*** (0,0780) [0,219]	0,299*** (0,0437) [0,257]	0,291*** (0,0212) [0,276]	0,0459 (0,0697) [0,0149]
R <sup>2</sup>	0,082	0,048	0,066	0,076	0,000
<i>Panel B</i>					
Barndomsojämlikhet	-	0,640*** (0,117)	-	-	0,318*** (0,0669)
Barndomsojämlikhet	-	-	0,452*** (0,0746)	0,319*** (0,0227)	0,187*** (0,0536)
Observationer	2 500	2 500	2 500	2 500	2 500

*Not.* I panel A kolumn 1 beräknas sambandet mellan rangpersistens och barndomsojämlikhet, medan kolumnerna 2–5 beräknar sambandet mellan respektive komponent och barndomsojämlikhet. Standardiserade lutningskoefficienter rapporteras inom hakparenteser. I panel B rapporteras beräkningar där antingen utbildning eller förmågor exkluderats i regressionen. Standardfelen är klustrade på regional nivå.

Detta är förväntat eftersom barn med hög kognitiv och icke-kognitiv förmåga utbildar sig längre än andra barn. Men vi ser också att restkomponenten fångat upp en hel del av den förklarande variation som förmågorna stod för, och att den nu är korrelerad med barndomsojämlikhet på grund av det. Tittar vi sedan på vad som sker när utbildning istället exkluderas så ser vi att koefficienterna för både kognitiv och icke-kognitiv förmåga ökar, och även att restkomponenten återigen blir statistiskt signifikant.

## 5 Slutsatser

I den här rapporten studeras sambandet mellan intergenerationell rörlighet och inkomstojämlikhet – känt i litteraturen som Gatsby-kurvan – över 125 lokala arbetsmarknadsregioner inom Sverige för 20 årskullar födda mellan 1961–1980. Resultaten visar att män som vuxit upp med en hög nivå av ojämlikhet upplevt en lägre socioekonomisk rörlighet. Vidare gäller detta samband oavsett om de vuxit upp i samma region men är födda olika år, eller om de är födda samma år men i olika regioner. Därmed bekräftas existensen av en Gatsby-kurva i Sverige.

För att undersöka mekanismerna bakom Gatsby-kurvan beräknas först sambandet mellan fäders och söners rangposition i respektive generations inkomstfördelning (s.k. *rangpersistens*). Därefter dekomponeras detta samband

i fyra separata komponenter. Resultatet visar att drygt hälften av rangpersistensen går via sambandet mellan fädernas rangposition och deras söners utbildningslängd samt kognitiva och icke-kognitiva förmågor, vilket inte är särskilt förvånande eftersom söner till fäder med hög inkomst tenderar att ha en högre utbildningsnivå. Resterande rangpersistens, d.v.s. knappt hälften, fångas upp av en restkomponent som innehåller sådant som inte går via sönerns utbildningslängd eller förmågor, såsom effekten av sociala nätverk, nedärvda genetiska förutsättningar, och eventuella direkta effekter av fädernas rangposition på sönerns rangposition.

Efter att rangpersistensen delats upp i olika komponenter så beräknas sambandet mellan respektive komponent och barndomsojämlikheten, d.v.s. den genomsnittliga nivån på inkomstojämlikheten som sönerna exponerats för i den lokala arbetsmarknadsregion som de växt upp i. Resultatet visar då att restkomponenten är okorrelerad med nivån på barndomsojämlikhet, vilket innebär att Gatsby-kurvan drivs av sambandet mellan barndomsojämlikhet och den del av rangpersistensen som går via sambandet mellan fädernas rangposition och söners utbildningslängd samt kognitiva och icke-kognitiva förmågor.

En slutsats är därmed att ojämlikheten i Sverige är relaterad till den intergenerationella inkomstpersistens som uppstått av att män med relativt rika fäder haft en starkare humankapitalutveckling. Intergenerationell överföring av inkomst till följd av exempelvis kontaktnät eller genetiska förutsättningar tycks dock vara oberoende av ojämlikheten i samhället.

## Referenser

- Andrews, D. & Leigh, A. (2009). 'More inequality, less social mobility', *Applied Economics Letters* 16(15), 1489–1492.
- Becker, G. S. Tomes, N. (1979). "An Equilibrium Theory of the Distribution of Income and Intergenerational Mobility", *Journal of Political Economy*, 87(6), 1153–1189.
- Becker, G. S. Tomes, N. (1986). 'Human Capital and the Rise and Fall of Families', *Journal of Labor Economics*, 4(3), 1–39.
- Björklund, A. & Jäntti, M. (1997). 'Intergenerational income mobility in Sweden compared to the United States', *The American Economic Review* 87(5), 1009–1018.
- Björklund, A. & Jäntti, M. (2011). 'Inkomstfördelningen i Sverige'. SNS Valfärdsrapport 2011, SNS Förlag, Stockholm.
- Blanden, J. (2013). 'Cross-country rankings in intergenerational mobility: a comparison of approaches from economics and sociology', *Journal of Economic Surveys* 27(1), 38–73.
- Brandén, G. (2019). 'Does inequality reduce mobility? The Great Gatsby Curve and its mechanisms', IFAU working paper 2019:20
- Chetty, R., Hendren, N., Kline, P. & Saez, E. (2014). 'Where is the land of opportunity? The geography of intergenerational mobility in the United States', *The Quarterly Journal of Economics* 129(4), 1553–1623.
- Corak, M. (2006). 'Do poor children become poor adults? Lessons from a cross-country comparison of generational earnings mobility', in *Dynamics of inequality and poverty*, Emerald Group Publishing Limited, pp. 143–188.
- Corak, M. (2013). 'Income inequality, equality of opportunity, and intergenerational mobility', *The Journal of Economic Perspectives* 27(3), 79–102.
- Domeij, D. & Floden, M. (2010). 'Inequality trends in Sweden 1978–2004', *Review of Economic Dynamics* 13(1), 179–208.
- Edin, P.-A. & Holmlund, B. (1993). 'The Swedish wage structure: the rise and fall of solidarity wage policy?', Technical report, National Bureau of Economic Research.
- Ermisch, J., Jäntti, M., Smeeding, T. & Wilson, J. A. (2012). 'Advantage in comparative perspective', Russel Sage Foundation.

- Holmlund, B. (2003). 'The rise and fall of Swedish unemployment', CESifo Working paper 918.
- Johansson, M. m.fl. (2006). 'Inkomst och ojämlikhet i Sverige 1951–2002', Institutet för framtidsstudier Stockholm.
- Jäntti, M. & Jenkins, S. P. (2015). 'Income Mobility', Vol. 2, Elsevier, chapter 10, pp. 807–935.
- Lindqvist, E. & Vestman, R. (2011). 'The labor market returns to cognitive and noncognitive ability: evidence from the Swedish enlistment', *American Economic Journal: Applied Economics* 3(1), 101–128.
- OECD (2011). 'Divided we stand - Why inequality keeps rising', OECD Publishing.
- OECD (2017). 'Income inequality (indicator)'. doi: 10.1787/459aa7f1-en.
- SCB (2010). 'Construction and use of labour market areas in Sweden', Enterprise and Register-based Employment Statistics Unit, Statistics Sweden.
- Skedinger, P. (2005). 'Hur höga är minimilönerna?', Institutet för arbetsmarknadspolitisk utvärdering (IFAU).
- Solon, G. (2004). 'A Model of Intergenerational Mobility Variation over Time and Place.' In *Generational income mobility in North America and Europe*, ed. M. Corak, 38–47. Cambridge University Press.
- Solon, G., Haider, S. J. & Wooldridge, J. M. (2015). 'What are we weighting for?', *Journal of Human resources* 50(2), 301–316.
- SOU (2007:81). 'Resurser för kvalitet', Resursutredningen.





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](http://www.ifau.se)