

# Social rörlighet och lika möjligheter

Adrian Adermon

Gunnar Brandén

Martin Nybom

Wikströms tryckeri AB, Uppsala 2025

ISSN 1651-1131

# Social rörlighet och lika möjligheter<sup>a</sup>

av

Adrian Adermon<sup>b</sup>, Gunnar Brandén<sup>c</sup>, Martin Nybom<sup>d</sup>

2025-03-12

## Sammanfattning

Individens frihet att forma sitt eget liv är något som värderas högt i moderna demokratier. Inom samhällsvetenskapen används flera olika empiriska metoder för att undersöka graden av *social rörlighet*. I denna studie skattar vi en uppsättning sådana mått separat för 126 lokala arbetsmarknader i Sverige, för att sedan studera hur väl de olika måtten följer varandra. Vi finner att den *inter-generationella inkomstelasticiteten*, som relaterar individers inkomster till deras föräldrars inkomster, samt *syskonkorrelationen*, som mäter inkomstlikheter inom syskonpar, båda uppvisar en hög grad av samvariation med ett index för *ojämlika livschanser*. Detta är en värdefull insikt eftersom de två första måtten är relativt enkla att skatta empiriskt, men normativt svårtolkade, medan det senare måttet har en tydlig förankring i en normativ teori, men kräver mycket omfattande data för att skattas empiriskt. Våra resultat indikerar alltså att jämförelser av intergenerationella elasticiteter eller syskonkorrelationer mellan olika länder eller tidsperioder kan tolkas i termer av olikhet i livschanser.

---

<sup>a</sup> Detta är en sammanfattning av Adermon, Brandén och Nybom (2025). Vi tackar Anders Björklund, Anna Sjögren, Paul Hufe, Arnaud Lefranc, Andreas Peichl, Alain Trannoy, och seminariedeltagare vid DIAL-konferensen i Åbo, IMCHILD-workshop i Stockholm, EQINEQ i Paris, samt IFAU för värdefulla kommentarer.

<sup>b</sup> IFAU, Uppsala Center for Labor Studies, Uppsala Center for Fiscal Studies, e-post: adrian.adermon@ifau.uu.se

<sup>c</sup> Centrum för epidemiologi och samhällsmedicin, Region Stockholm; Institutionen för global folkhälsa, Karolinska institutet, e-post: gunnar.branden@regionstockholm.se

<sup>d</sup> IFAU, SOFI, Uppsala Center for Labor Studies, e-post: martin.nybom@ifau.uu.se

## Innehållsförteckning

1	Inledning.....	3
1.1	Tidigare forskning.....	4
2	Mått på social rörlighet och lika livschanser.....	5
2.1	Intergenerationell inkomstelasticitet (IGE).....	5
2.2	Syskonkorrelationer.....	6
2.3	Lika livschanser.....	6
3	Data.....	7
3.1	Inkomster.....	8
3.2	Lokala arbetsmarknader.....	8
3.3	Sammanfattande statistik.....	8
4	Resultat.....	9
4.1	Nivåer.....	10
4.2	Samband.....	13
4.3	Känslighetsanalyser.....	15
4.4	Variation över tid.....	16
5	Avslutande diskussion.....	18
	Referenser.....	19

# 1 Inledning

I moderna samhällen finns ett utbrett stöd för alla medborgares rätt att forma sitt liv och uppnå sina mål på lika villkor. I alla OECD-länder uttrycker en majoritet sitt stöd för reformer som ökar lika möjligheter för alla (OECD 2024). Frågan om lika möjligheter relateras ofta till graden av *social rörlighet*, dvs. individens möjlighet att frigöra sig från sin bakgrund i termer av familj, uppväxtort, etc.

Ett populärt mått på social rörlighet är den *intergenerationella elasticiteten* (IGE), som beräknas genom att, med hjälp av regressionsanalys, relatera individers inkomst till deras föräldrars inkomst. Ett starkare samband indikerar lägre social rörlighet.

Ett närbesläktat mått är *syskonkorrelationen*, som i stället för att relatera individer till deras föräldrar jämför syskon med varandra. Idén är att om syskon liknar varandra i termer av inkomster eller andra utfall så kan detta antas bero på att gemensamma bakgrundsfaktorer som t.ex. familjebakgrund, skola och grannskap har stor betydelse. Syskonkorrelationen kan tolkas som den andel av den totala variationen i inkomst som kan hänföras till gemensamma bakgrundsfaktorer.

IGE och syskonkorrelationer tolkas också ofta som ett mått på jämlikhet i livschanser – en hög IGE eller syskonkorrelation indikerar begränsad likhet i livschanser, och vice versa. Vissa forskare menar dock att detta kan vara missvisande, eftersom skillnader i ärvda värderingar och förmågor kommer att kvarstå även i ett helt jämlikt samhälle (Jencks och Tach 2006; Swift 2004).

Inom filosofin har *lika livschanser* ("equality of opportunity") definierats som ett tillstånd där individens materiella välfärd inte beror på omständigheter bortom deras kontroll, utan enbart bestäms av deras egna val och ansträngningar (Roemer 1998, 1993; Cohen 1989; Arneson 1989). Detta normativa ramverk har på senare tid använts för att empiriskt mäta graden av ojämlikhet i livschanser ("inequality of opportunity", eller IOp) för många olika länder och tidsperioder (se Roemer och Trannoy 2016 för en översikt). Sådana skattningar är dock mycket datakrävande, eftersom de i princip ställer det orealistiska kravet att vi kan observera alla relevanta faktorer bortom individens kontroll (så kallade "omständigheter"). Av detta skäl betraktas oftast empiriska IOp-skattningar som en *lägre gräns* för den faktiska nivån av olikhet i livschanser.<sup>1</sup>

Forskningen om social rörlighet kan alltså sägas ha tillgång till två typer av mått på lika livschanser. Den intergenerationella elasticiteten och syskon-

---

<sup>1</sup> En ytterligare utmaning är gränsdragningen mellan omständigheter bortom individens kontroll och individens egna ansträngningar och val. Detta är i grund och botten ett normativt ställningstagande, och olika forskare väljer ofta olika indelningar.

korrelationen är relativt enkla att beräkna statistiskt, eftersom de endast kräver data på familjereationer samt inkomster. De är dock relativt svårtolkade, eftersom de inte direkt kan relateras till frågan om lika livschanser. Situationen är den omvända för IOp-måtten – de är teoretiskt väldefinierade och svarar direkt på frågan om graden av lika livschanser, men är svåra att beräkna statistiskt eftersom de kräver data för en stor mängd bakgrundsfaktorer, som i praktiken är svåra att observera.

Vårt syfte är att empiriskt studera hur väl dessa olika mått följer varandra. För att göra detta beräknar vi måtten separat för var och en av 126 lokala arbetsmarknader i Sverige. Vi undersöker sedan i vilken grad måtten samvarierar med varandra. Utöver detta tar vi också fram nya IOp-skattningar för hela Sverige.

Likt tidigare studier noterar vi först att nivåerna för de olika måtten skiljer sig åt, både skattade på nationell nivå och som genomsnitt över lokala arbetsmarknader. IOp-skattningarna implicerar generellt sett en betydligt lägre grad av jämlika livschanser än de intergenerationella måtten. Vårt främsta intresse ligger dock i måttens samvariation. Här finner vi att alla måtten är högt korrelerade, vilket vi tolkar som att den intergenerationella elasticiteten samt syskonkorrelationen båda kan användas för att jämföra graden av olikhet i livschanser mellan olika platser och tidsperioder.

Denna rapport bygger på Adermon, Brandén och Nybom (2025). Läsare som vill ha mer detaljer om vår data och statistiska metoder hänvisas dit.

## 1.1 Tidigare forskning

En handfull tidigare studier har empiriskt relaterat mått på social rörlighet till mått på lika livschanser.

Deutscher och Mazumder (2023) studerar hur ett antal olika mått på social rörlighet samvarierar mellan regioner i Australien. Deras fokus är på olika mått för absolut och relativ inkomströrlighet, men de har även med ett mått på (relativ) IOp. Deras studie är mer begränsad än vår i denna dimension – de undersöker endast ett mått på IOp, och de har tillgång till en begränsad uppsättning observerade bakgrundsvariabler. Brunori, Ferreira och Peragine (2013) undersöker samma fråga som vi baserat på en sammanställning av tidigare beräkningar av IOp och IGE för 24 olika länder. En fördel med vår studie är att våra mått för olika regioner beräknas med data från ett och samma land, vilket innebär att de är jämförbara. Båda dessa studier finner svagare samband mellan IOp och social rörlighet än vi gör i denna studie.

Ett antal tidigare studier har beräknat olika mått på social rörlighet och lika livschanser för Sverige. Brandén och Nybom (2020) sammanfattar mycket av den tidigare forskningen om intergenerationell inkomströrlighet, samt studerar

hur denna förändrats över tid i Sverige. De visar att rörligheten minskade mellan årskullarna födda 1955 och 1970, för att sedan öka något fram till årskullarna födda 1980 (de sista som studeras).

Björklund, Jäntti och Roemer (2012) beräknar IOP-mått för svenska män födda 1955–1967. De bakgrundsfaktorer de kontrollerar för innefattar föräldrars inkomst och utbildning, familjestruktur och egen intelligens mätt före vuxen ålder. De finner att mindre än en tredjedel av den observerade inkomstojämlikheten kan hänföras till observerade omständigheter bortom individens kontroll. Hederos, Jäntti och Lindahl (2017) studerar kvinnor och män separat, och finner att livschanserna är mer jämlika bland kvinnor än män. När de analyserar kvinnor och män tillsammans och låter kön utgöra en omständighet, finner de att upp till 38 procent av den totala inkomstojämlikheten kan förklaras av omständigheter bortom individens kontroll, och att kön är den enskilt viktigaste faktorn i detta avseende.

Breen, Mood och Jonsson (2016) jämför den intergenerationella inkomstelasticiteten med klass-baserade mått på social rörlighet. De finner att rörlighet i termer av social klass kan förklara omkring hälften av korrelationen i inkomst mellan föräldrar och barn, och konstaterar att de två måtten överlappar men fångar olika saker.

Vår studie är inte den första att beräkna mått på inkomströrlighet för olika regioner i Sverige. Heidrich (2017) finner att var barn växer upp har stor betydelse för deras framtida inkomster.

Björklund och Jäntti (2020) diskuterar konceptuella likheter och skillnader mellan de olika mått vi använder. De menar att måtten har olika styrkor och svagheter, och att ett snävt fokus på ett enskilt mått kan leda till missvisande slutsatser.

## **2 Mått på social rörlighet och lika livschanser**

I detta avsnitt diskuterar vi de olika mått vi studerar, och hur vi skattar dem i praktiken. För en mer detaljerad beskrivning, se Adermon, Brandén och Nybom (2025).

### **2.1 Intergenerationell inkomstelasticitet (IGE)**

Det mest använda måttet på social rörlighet är den intergenerationella inkomstelasticiteten, eller IGE. Denna beräknas som lutningskoefficienten från en linjär regression av individers logaritmerade inkomst på deras föräldrars logaritmerade inkomst. Ett högre värde motsvarar ett starkare samband mellan föräldrars och barns inkomster, och koefficienten kan tolkas som den förväntade procentuella

skillnaden i inkomst mellan två individer när den enas föräldrar har en procent högre inkomst än den andras föräldrar. I våra regressioner kontrollerar vi för individens födelseår samt kön.

## 2.2 Syskonkorrelationer

Ett annat sätt att mäta social rörlighet är att studera i vilken grad syskon liknar varandra. Om syskon i genomsnitt är väldigt lika varandra i termer av t.ex. inkomst eller utbildning så måste detta bero på att faktorer de delar, exempelvis familjebakgrund, skola och grannskapet de växte upp i, har stor betydelse relativt helt individuella faktorer för dessa utfall. För att mäta graden av samvariation mellan syskon beräknar vi syskonkorrelationer i logaritmerad inkomst. Dessa korrelationer kan tolkas som andelen av den totala variationen i inkomst mellan individer som kan hänföras till bakgrundsfaktorer som delas av syskon – en syskonkorrelation om 0,2 betyder alltså att en femtedel av inkomstvariationen kan förklaras av gemensamma faktorer, medan fyra femtedelar i stället beror på individuella faktorer som skiljer sig åt mellan syskon. Vi beräknar syskonkorrelationer genom att skatta hierarkiska modeller där vi kontrollerar för individens födelseår samt kön.<sup>2</sup>

## 2.3 Lika livschanser

Begreppet *lika livschanser* ("equality of opportunity") operationaliserades av Roemer (1993, 1998). Roemer definierar en individs *omständigheter* som alla faktorer som påverkar hans livsbetingelser, men som ligger bortom hans kontroll. Detta innefattar såväl observerbara egenskaper (t.ex. föräldrars inkomst och utbildningsnivå) som egenskaper som är svåra eller omöjliga att mäta (t.ex. genetiska betingelser och uppfostran). Varje individ styr själv sin nivå av *ansträngning*, som tillsammans med hans omständigheter bestämmer hans livsbetingelser (t.ex. inkomstnivå). Inom detta ramverk råder *lika livschanser* när alla individer belönas för sina egna ansträngningar, men inte för sina omständigheter.

De flesta empiriska studier utgår från en statistisk modell som relaterar individers inkomster till deras observerbara omständigheter. En sådan modell kan användas för att särskilja inkomstjämlighet som kan hänföras till omständigheter från övrig inkomstjämlighet, där den senare antas bero på

---

<sup>2</sup> Vi skattar modellerna med hjälp av s.k. *restricted maximum likelihood*, och tar fram syskonkorrelationerna som intraklass-korrelationer från dessa modeller.



individens ansträngningar samt ren tur eller otur. Den förra utgör ett mått på graden av ojämlika livschanser ("inequality of opportunity", eller *IOP*).<sup>3</sup>

Vanligen studeras två olika mått på *IOP*. *Absolut* *IOP* anger nivån av inkomst-  
ojämlikhet (mätt med ett ojämlikhetsmått, ofta Gini-koefficienten) som kan hänföras till omständigheter. *Relativ* *IOP* är den andel av den faktiska inkomst-  
ojämlikheten som kan hänföras till omständigheter (den beräknas genom att dela  
absolut *IOP* med total observerad ojämlikhet).

För att beräkna *IOP* behöver vi alltså en statistisk modell som kan relatera  
inkomster till en uppsättning omständigheter. För detta ändamål använder vi en  
maskininlärningsmetod kallad "conditional inference forest" (Brunori, Hufe och  
Mahler 2023; Hothorn, Hornik och Zeileis 2006). Denna metod är flexibel, i  
bemärkelsen att den kan fånga komplicerade icke-linjära samband i data, men  
har samtidigt egenskapen att den hindras från att vara *för* flexibel, vilket annars  
skulle kunna leda till att den felaktigt tillskriver slumpmässig variation till  
omständigheter (detta kallas "over-fitting" i den statistiska litteraturen).

För att mäta omständigheter använder vi följande variabler: bägge  
föräldrarnas arbetsinkomst, utbildningsnivå (mätt som antal år i skolan) och yrke  
(tio kategorier, mätt när barnet var tio år gammalt); familjestorlek och  
föräldrarnas ålder vid barnets födelse; samt tre indikatorer på familjestabilitet.  
Dessa är indikatorer för om barnet bodde i samma församling som båda  
föräldrarna vid 14 års ålder; om föräldrarna genomgick en skilsmässa innan  
barnet fyllde 21; och om någon förälder avled före 55 års ålder. I alternativa  
analyser använder vi även mått på intelligens och social förmåga från  
mönstringsprov för värnpliktiga (endast för män).

### 3 Data

Våra analyser bygger på registerdata över hela Sveriges befolkning hämtade från  
IFAUs forskningsdatabas. Vi utgår från alla 1 727 599 barn födda i Sverige  
under åren 1965–1980, och lägger på ett antal restriktioner. Först begränsar vi  
data till barn vars föräldrar också är födda i Sverige, och som båda var mellan 18  
och 40 år gamla vid barnets födelse. Vidare kräver vi att vi observerar minst tre  
årsinkomster i vuxen ålder för barnen (för att minska mätfel), samt att de bodde  
i samma geografiska område under minst sex år under åldrarna 2–12 (för att  
kunna knyta varje individ till en specifik region). Dessa begränsningar minskar  
antalet observationer till 1 184 904 individer.

---

<sup>3</sup> I praktiken är det inte möjligt att observera alla relevanta omständigheter, varför en del av den  
oförklarade inkomstojämlikheten också beror på omständigheter bortom individens kontroll.  
Denna typ av skattningar utgör därför en *lägre gräns* för nivån *IOP*.

Från detta urval skapar vi sedan två analysdataset: ett *huvudurval* bestående av 1 077 046 barn för vilka vi kan observera faderns inkomst och ett *syskonurval* bestående av de 767 005 individer som återstår när vi har tagit bort alla ensam barn.

### 3.1 Inkomster

Vi hämtar uppgifter om *arbetsinkomst* samt *disponibel inkomst* från skatteregister för åren 1968–2020.<sup>4</sup> *Arbetsinkomst* definieras som summan av löneinkomster, företagsinkomster, skattepliktiga bidrag och arbetsrelaterade ersättningar. *Disponibel inkomst* definieras som individens andel av hushållets sammanlagda disponibla inkomster, vilket innefattar löneinkomster, företagsinkomster, kapitalinkomster, samt bidrag och transfereringar (efter skatt).

I huvudanalyserna använder vi arbetsinkomst för föräldragenerationen och disponibel inkomst för barngenerationen.<sup>5</sup> Vi konstruerar våra inkomstvariabler genom att ta bort alla inkomster som ligger under två prisbasbelopp, vilket år 2020 motsvarade omkring 44 procent av den lägsta avtalade lönen i Sverige, och beräknar därefter genomsnittliga inkomster under åldrarna 30–40 för barngenerationen och 35–55 för föräldragenerationen.<sup>6</sup>

### 3.2 Lokala arbetsmarknader

Sverige kan delas in i lokala arbetsmarknader (LA), som baseras på mönster av arbetspendling så att en lokal arbetsmarknad är relativt oberoende av omvärlden avseende utbud av och efterfrågan på arbetskraft. Vi tilldelar varje individ den LA där de tillbringade merparten av tiden fram till tolv års ålder, och utgår från den indelning som fanns år 1985, när vår barngeneration i genomsnitt var i tidiga tonåren. Vid denna tidpunkt fanns 126 LA i Sverige.

Vi beräknar våra olika mått av social rörlighet och lika livschanser separat för varje LA, och undersöker sedan hur de samvarierar.

### 3.3 Sammanfattande statistik

Tabell 1 visar sammanfattande statistik för våra data. Panel A, B och C visar medelvärden, standardavvikelser, samt minimum och maximum för variabler på

---

<sup>4</sup> Inkomstuppgifter finns för åren 1968, 1971, 1973, 1976, 1979, 1982 och därefter varje år från 1985 och framåt.

<sup>5</sup> Disponibel inkomst finns endast tillgänglig från 1990, och kan därför inte användas för föräldrarna.

<sup>6</sup> Vi tar bort väldigt låga inkomster eftersom de troligen inte speglar en stabil anställning, och därför kan snedvräda resultaten. I avsnitt 4.3 undersöker vi hur känsliga resultaten är för denna restriktion.

familjenivå (definierad utifrån individer i barngenerationen). Barnen är igenomsnitt födda runt år 1973, medan deras föräldrar i genomsnitt är födda i mitten av 1940-talet. Familjerna i urvalet har i genomsnitt 1,8 barn, i en femtedel är föräldrarna skilda och i en tiondel avled en förälder före 55 års ålder. De allra flesta barn bodde i samma församling som båda sina föräldrar under barndomen.

**Tabell 1** Sammanfattande statistik

	Medelvärde	SD	Min	Max	Alla
<b>Panel A. Barn</b>					
Födelseår	1972,5	4,5	1965,0	1980,0	
Inkomst (tkr)	199	146	94	77 074	
Andel kvinnor	48 %				
<b>Panel B. Mödrar</b>					
Födelseår	1945,9	6,0	1925,0	1962,0	
Inkomst	218	72	94	3 444	
Utbildningsår	11,1	2,7	7,0	20,0	
Ålder vid barnets födelse	26,5	4,5	18,0	40,0	
<b>Panel C. Fäder</b>					
Födelseår	1943,5	6,3	1925,0	1962,0	
Inkomst	322	150	97	20 642	
Utbildningsår	10,8	3,0	7,0	20,0	
Ålder vid barnets födelse	28,9	4,7	18,0	40,0	
<b>Panel D. Familj</b>					
Familjestorlek	1,8	0,8	1,0	10,0	
Skilda föräldrar (andel)	22 %				
Avliden förälder (andel)	11 %				
Bor i samma församling (andel)	86 %				
<b>Panel E. Lokala arbetsmarknader</b>					
Intergenerationell elasticitet	0,18	0,04	0,04	0,34	0,23
Syskonkorrelation	0,21	0,04	0,06	0,32	0,27
Absolut IOp	0,04	0,01	0,01	0,09	0,08
Relativ IOp	0,24	0,06	0,05	0,38	0,39
Ojämlighet (Gini)	0,18	0,01	0,15	0,24	0,20
Antal obs. huvudanalys	8 548	19 419	110	182 857	1 077 046
Antal obs. syskon	6 087	13 712	80	129 044	767 005

## 4 Resultat

I detta avsnitt presenterar vi våra resultat. Vi börjar med att studera nivåer samt spridning för våra olika mått på social rörlighet och lika livschanser över landet. Därefter undersöker vi hur dessa mått samvarierar över regioner och tid, samt redovisar en uppsättning känslighetsanalyser.

## 4.1 Nivåer

Panel E i Tabell 1 visar statistik för våra olika mått på social rörlighet och lika livschanser för de 126 lokala arbetsmarknader som analysen baseras på, och den sista kolumnen visar skattningar för hela landet. Vi noterar att det finns en stor spridning i alla mått över landet – den intergenerationella elasticiteten sträcker sig från 0,04 i den LA med högst rörlighet till 0,34 i den med lägst, med ett medelvärde på 0,18 och en nationell skattning på 0,23. Detta ska tolkas som att en ökning om en procent i föräldrars inkomster i genomsnitt är förknippad med en ökning om 0,23 procent i barnets inkomst.

Syskonkorrelationen täcker ett liknande spann, men har en annan tolkning: det nationella medelvärdet om 0,27 innebär att 27 procent av den totala inkomstvariationen i barngenerationen kan förklaras av delade faktorer som familjebakgrund, skola och grannskap.

Absolut IOp anger den ojämlikhet, mätt med Gini-koefficienten, som kan förklaras av omständigheter bortom individens kontroll. Det nationella genomsnittet är 0,08, medan den totala ojämlikheten bland dessa individer uppgick till 0,20. Genom att dela det förra måttet med det senare får vi relativ IOp, dvs. den andel av den totala ojämlikheten som kan förklaras av omständigheter. Denna uppgår i genomsnitt till 39 procent för landet som helhet, men varierar mellan 5 procent och 38 procent mellan olika regioner.<sup>7</sup>

De sista två raderna visar hur antalet observationer varierar mellan regioner. I huvudanalysen har vi omkring en miljon individer. I genomsnitt har varje region nästan 10 000 individer, men med stor spridning – den minsta regionen har endast 110 individer, medan den största har över 180 000. Mönstret är liknande för syskonanalysen, där antalet individer varierar mellan 80 och 130 000.

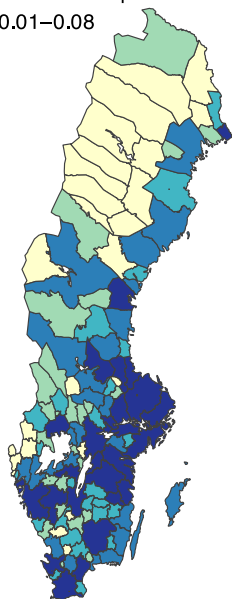
Figur 1 visar hur dessa mått varierar geografiskt. Varje karta svarar mot ett mått på lika livschanser (panel A–B), inkomstojämlikhet (panel C), intergenerationell inkomstelasticitet (panel D), eller syskonkorrelationer (panel E). Varje fält motsvarar en lokal arbetsmarknad, och färgen visar värdet på det aktuella måttet i den regionen. Alla mått är orienterade så att en ljusare färg svarar mot större jämlikhet eller social rörlighet. Mörkblått svarar mot det högsta värdet i det angivna intervallet, medan ljusgult svarar mot det lägsta värdet.

---

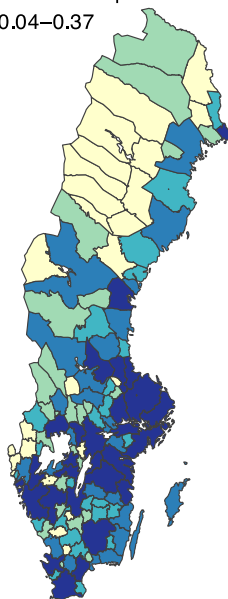
<sup>7</sup> Att IOp är högre för landet som helhet än för regionerna kan bero på att de senare inte tar hänsyn till inkomstskillnader mellan regioner.

**Figur 1** Social rörlighet och lika livschanser i Sverige

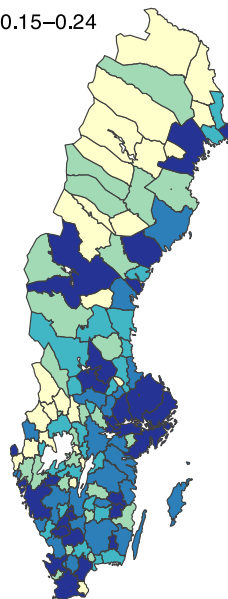
A. Absolut IOp  
0.01–0.08



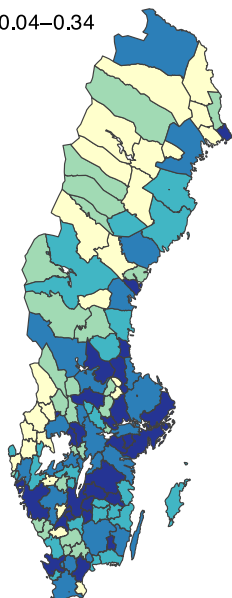
B. Relativ IOp  
0.04–0.37



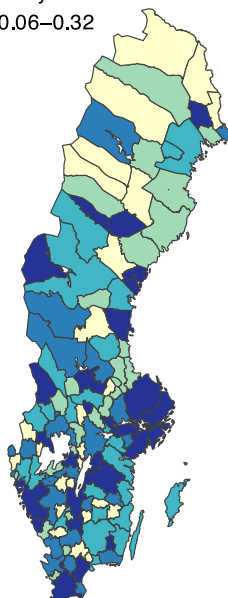
C. Gini  
0.15–0.24



D. IGE  
0.04–0.34



E. Syskonkorr.  
0.06–0.32



Dessa kartor bekräftar den stora spridning mellan regioner vi såg i Tabell 1. De visar också att även om det finns geografiska kluster av högre och lägre jämlikhet och social rörlighet, så finns det variation över hela landet. Storstadsregionerna karaktäriseras av relativt låg rörlighet, medan särskilt Norrlands inland tycks ha en relativt hög rörlighet. Vidare ser vi att de olika måtten i stora drag följer liknande mönster, även om det finns skillnader dem emellan.

I Tabell 2 studerar vi hur våra mått på lika livschanser påverkas av vilka omständigheter vi kontrollerar för. Panel A visar skattningar för hela landet, och Panel B visar genomsnitt av regionala skattningar. Vi fokuserar på skattningarna för hela landet, eftersom de är direkt jämförbara med tidigare forskning. I den första kolumnen tar vi endast hänsyn till föräldrars inkomst, vilket ger en relativ IOp om 35 procent. Denna stiger något till 39 procent när vi lägger till ytterligare familjevariabler i kolumn 2, och till 41 procent när vi också tar hänsyn till individens kön.

I kolumn 4 tar vi bort föräldrars inkomst från listan av omständigheter, för att se i vilken grad den driver våra skattningar. Det visar sig att den tillför ganska lite information när vi har med de andra familjevariablerna, och relativ IOp sjunker med endast tre procentenheter, från 39 till 36 procent.

Slutligen lägger vi till mått på intelligens och social förmåga från mönstringsproven för värnpliktiga. Kolumn 5 visar skattningar för män, med samma uppsättning omständigheter som i huvudspecifikationen i kolumn 2. IOp visar sig vara i princip oförändrad jämfört med skattningen för både män och kvinnor. I kolumn 6 lägger vi sedan till måtten på förmågor från mönstringsproven, och finner att relativ IOp stiger något, från 39 till 42 procent.

Sammantaget är våra skattningar relativt robusta mot exakt vilka omständigheter som inkluderas. De pekar på att omkring två femtedelar av den totala inkomstjämligheten bland individerna i vår studiepopulation beror på omständigheter bortom deras egen kontroll. Detta är i linje med tidigare studier för Sverige: Björklund, Jäntti och Roemer (2012) fann att omkring en tredjedel av inkomstjämligheten bland svenska män födda 1955–1967 kan förklaras av omständigheter, medan Hederos, Jäntti och Lindahl (2017) fann nivåer mycket lika våra – omkring två femtedelar, för kvinnor och män födda 1952–1964, med kön räknat som en omständighet.

**Tabell 2** Olikhet i livschanser

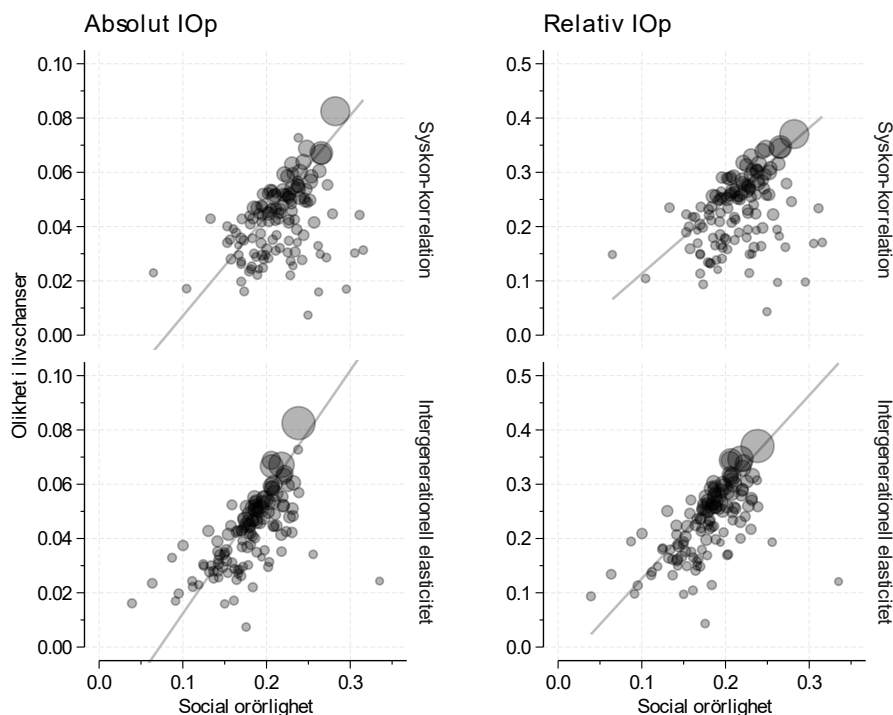
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<b>A. Hela landet</b>						
Absolut IOp	0,069	0,077	0,080	0,071	0,076	0,083
Relativ. IOp	0,353	0,393	0,409	0,362	0,385	0,421
<b>B. Genomsnitt</b>						
Absolut IOp	0,048	0,042	0,043	0,036	0,036	0,042
Relativ IOp	0,264	0,227	0,236	0,196	0,195	0,231
<b>Omständigheter</b>						
Föräldrainskomst	X	X	X		X	X
Föräldrars utbildning		X	X	X	X	X
Föräldrars yrke		X	X	X	X	X
Familjeegenskaper		X	X	X	X	X
Kön			X			
Förmågor						X
Antal observationer	1 077 046	1 077 046	1 077 046	1 077 046	501 591	501 591

## 4.2 Samband

I detta avsnitt studerar vi sambanden mellan våra olika mått. Figur 2 illustrerar våra huvudresultat: i varje panel visar den horisontella axeln ett mått på social orörlighet (IGE eller syskonkorrelation), medan den vertikala axeln visar ett mått på olikhet i livschanser (absolut eller relativ IOp). Varje cirkel illustrerar värdena på dessa mått för en region, och storleken på cirkeln är proportionell mot antalet individer från den regionen i våra data. Varje delfigur visar också en regressionslinje som anpassats till cirkelarna (regressionen är viktad med storleken på regionen).

Flera mönster framkommer i figuren. Regioner som präglas av låg social rörlighet (cirklar i högra delen av figurerna) tenderar också att ha en relativt låg grad av lika livschanser (övre delen av figurerna). Det finns alltså ett starkt empiriskt samband mellan dessa två typer av mått. Vidare ser vi att de flesta cirklar ligger relativt nära regressionslinjerna, särskilt för den intergenerationella elasticiteten, vilket ytterligare bidrar till slutsatsen att skillnader i dessa olika typer av mått är nära besläktade i praktiken.

**Figur 2** Samvariation mellan social rörlighet och lika livschanser



Panel A i Tabell 3 visar samma resultat i form av korrelationskoefficienter mellan de olika måtten, med standardfel inom parentes. Korrelationerna är alla mycket höga, mellan 0,76 och 0,84, vilket bekräftar bilden av starka samband mellan måtten.<sup>8</sup> Panel B och C visar separata skattningar för män och kvinnor. Vi ser att sambandet mellan IOP och IGE är starkare för kvinnor än för män, medan det omvända gäller för syskonkorrelationen.

<sup>8</sup> Alla resultat i denna uppsats visar korrelationer som viktats med antalet observationer i varje region, så att större regioner får större vikt i skattningarna än mindre regioner. Detta för att minska påverkan av osäkra skattningar från små regioner. Ovikta korrelationer är generellt något lägre än viktade. I Adermon, Brandén och Nybom (2025) visar vi att dessa lägre skattningar drivs av statistisk osäkerhet, och troligen är missvisande, varför vi här fokuserar på viktade skattningar.



**Tabell 3** Samband mellan social rörlighet och lika livschanser

	Absolut IOp		Relativ IOp	
	IGE	Syskon	IGE	Syskon
A. Alla	0,84 (0,05)	0,80 (0,05)	0,83 (0,05)	0,76 (0,06)
B. Män	0,75 (0,06)	0,70 (0,06)	0,75 (0,06)	0,63 (0,07)
C. Kvinnor	0,84 (0,05)	0,47 (0,08)	0,80 (0,05)	0,44 (0,08)

### 4.3 Känslighetsanalyser

I detta avsnitt undersöker vi hur känsliga våra skattningar är för olika alternativa specifikationer och urval.

Figur 3 visar korrelationer motsvarande de i Tabell 3. Varje punkt är en separat skattning av korrelationen mellan olika mått över regioner, och linjerna visar konfidensintervall på 95-procentsnivån. Blått avser absolut IOp, och gult relativ IOp. De vertikala linjerna visar korrelationerna från huvudskattningarna för jämförelse.

I huvudanalysen använde vi individens andel av hushållets disponibla inkomst som utfallsmått i barngenerationen. I Panel A har vi i stället använt individens arbetsinkomst. Detta resulterar i något lägre korrelationer.

När vi beräknar index för olika livschanser (IOp) använder vi Gini-koefficienten som mått på ojämlikhet. I rad B använder vi i stället den genomsnittliga logaritmerade avvikelserna ("mean log deviation"), som är ett annat populärt mått på ojämlikhet. Detta ger väldigt likartade resultat.

När vi beräknar hur starkt de olika måtten samvarierar över regioner använder vi i huvudanalysen Pearsons korrelationskoefficient. Denna är ett bra mått på *linjära* samband, men kan vara missvisande för samband som är icke-linjära, till exempel om sambandet är svagt vid låga värden men starkare vid höga värden. En lösning är att använda Spearmans rangkorrelation, som mäter korrelationen i relativ position istället för i absoluta värden. I rad C visar vi att våra resultat håller även för detta mått på samvariation.

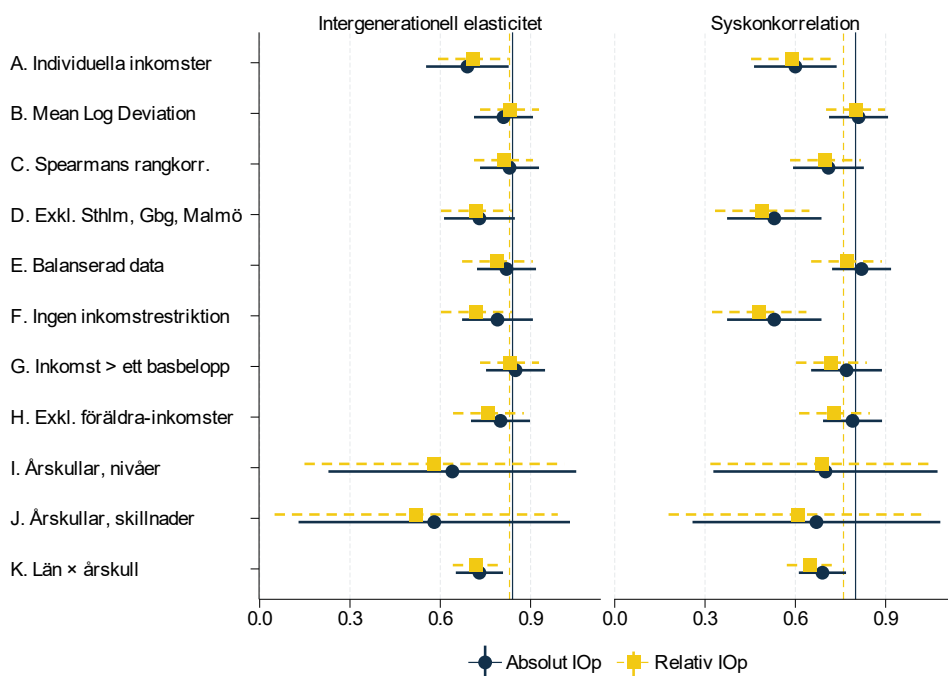
Våra huvudanalyser visar viktade korrelationer, där stora regioner ges större vikt i skattningen än små regioner (se diskussion i fotnot 8). Detta gör att de tre storstadsregionerna Stockholm, Göteborg och Malmö får särskilt stort inflytande. För att se om detta snedvrider våra resultat skattar vi i rad D korrelationer där vi utelämnat de tre storstadsregionerna. Detta leder till något lägre korrelationer, särskilt för syskonkorrelationen.

I huvudanalysen använder vi ett större urval för IGE än för syskonkorrelationerna, eftersom de senare kräver att individen har minst ett syskon. För

att säkerställa att skillnaderna mellan dessa två mått inte drivs av skillnader i vilka individer som ingår i analysen visar vi resultat för ett balanserat urval i rad E. Detta urval består av de 706 589 individer som ingår i både huvud- och syskonurvalen. Vi finner att urvalsförändringen endast ändrar skattningarna marginellt.

Vår analysdata är begränsad till inkomster över två prisbasbelopp. För att undersöka hur viktig denna restriktion är visar vi skattningar utan någon lägre gräns för inkomster (rad F) och med gränsen satt vid ett prisbasbelopp istället för två (rad G). Det förra leder till något svagare samband för IGE, och markant svagare samband för syskonkorrelationen, medan det senare endast ändrar skattningarna marginellt. I rad H utelämnar vi föräldrars inkomst från skattningen av olikhet i livschanser. Detta påverkar inte skattningarna nämnvärt.

**Figur 3** Känslighetsanalyser

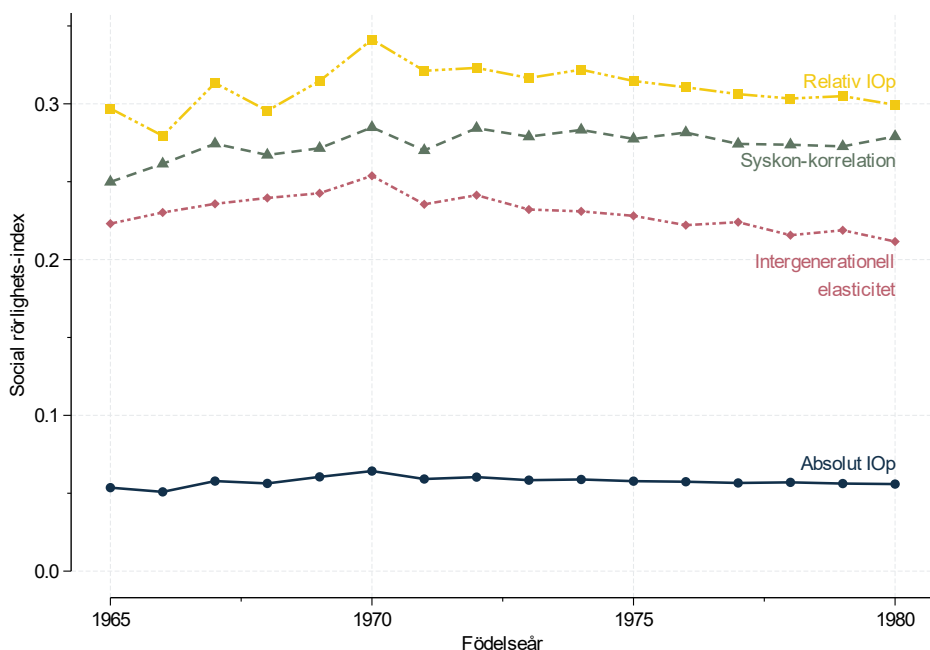


#### 4.4 Variation över tid

Hittills har alla våra skattningar byggts på geografisk variation inom Sverige. I detta avsnitt studerar vi i stället hur våra olika mått samvarierar över tid. Figur 4 visar de olika måtten på social rörlighet och lika livschanser, nu skattade för hela Sverige men separat för varje årskull mellan 1965 och 1980. Vi ser att alla måtten steg något (dvs. ojämlikheten ökade) fram till 1970, varefter de gradvis har

minskat (dvs. ojämlikheten har minskat). Att måtten i stort följer liknande mönster över tid ger ytterligare stöd till slutsatsen att (variationen i) de olika måtten avspeglar varandra.

**Figur 4** Variation över årskullar



Vi kvantifierar dessa samband i Figur 3. Rad I visar sambanden mellan de olika måtten över tid. Vi finner tydliga, om än något svagare korrelationer än i den geografiska analysen. Det skulle dock kunna vara så att dessa korrelationer drivs av allmänna tidstrender. För att kontrollera för detta skattar vi korrelationer i den årliga *förändringen* i de olika måtten i rad J. Detta ger likartade, om än ytterligare något lägre, skattningar. Det bör dock påpekas att dessa skattningar har betydligt högre statistisk osäkerhet (speglat i de större standardfelen) än de geografiska analyserna, varför de bör tolkas med större försiktighet.

I den sista analysen (rad K) kombinerar vi variation över tid och inom landet genom att gruppera individer i kombinationen av de 16 årskullarna och 24 uppväxtregioner (tidigare "län"), vilket sammanlagt ger 384 grupper jämfört med de 126 lokala arbetsmarknader vi använder i huvudanalysen. Dessa grupper har fördelen att de har betydligt lägre variation i storlek än den rent geografiska indelningen. Denna analys resulterar i samband som är något svagare än i huvudanalysen, men i stort sett pekar i samma riktning.

## 5 Avslutande diskussion

Forskningslitteraturen om social rörlighet och lika livschanser använder sig av en uppsättning olika mått, som motiveras på olika sätt och har olika styrkor och svagheter. I denna uppsats har vi studerat fyra sådana mått. Den intergenerationella inkomstelasticiteten (IGE) relaterar individers inkomster till deras föräldrars inkomster. Den är relativt enkel att skatta empiriskt, då den kräver en begränsad uppsättning observerade variabler, men har nackdelen att den inte är grundad i någon normativ teori och därför är svår att tolka. Syskonkorrelationen, som mäter graden av likhet i inkomst mellan syskon, är ett bredare mått som fångar upp alla faktorer syskon har gemensamt, såsom familjebakgrund, skola och grannskap. Den är dock om något ännu mer svårtolkad än IGE, eftersom det är oklart vilka faktorer som faktiskt fångas upp. Likt IGE är den dock relativt enkel att skatta empiriskt.

I kontrast till dessa står mått på olikhet i livschanser ("inequality of opportunity", IOp). Absolut IOp mäter nivån på den inkomstojämlikhet som kan hänföras till omständigheter bortom individens egen kontroll, medan relativ IOp mäter vilken andel av den totala ojämlikheten som kan förklaras av sådana omständigheter. Dessa mått är teoretiskt förankrade i en normativ rättviseteori, och är därför i princip enkla att tolka. I praktiken är de dock relativt utmanande att skatta empiriskt, eftersom de kräver att forskaren kan observera en heltäckande uppsättning bakgrundsfaktorer. På grund av detta tolkas empiriska skattningar av IOp oftast som lägre gränser för de sanna nivåerna.

Genom att skatta alla dessa mått separat för var och en av 126 lokala arbetsmarknader i Sverige med väldigt rika data, har vi visat att de i praktiken följer varandra relativt nära, med korrelationer omkring 0,8. Vi har med andra ord visat att IGE och syskonkorrelationen kan vara användbara verktyg för att jämföra olikhet i livschanser mellan platser eller tidsperioder. Detta är en viktig insikt, särskilt för länder där tillgången på data är mer begränsad, men även för att studera lika livschanser bakåt i tiden i Sverige. Det betyder dock inte att de olika måtten är identiska – även om vi finner en stark samvariation mellan dem, noterar vi också att de skiljer sig åt i nivå och har fortsatt olika innebörd för den övergripande graden av ojämlikhet i livschanser.

## Referenser

- Adermon, Adrian, Gunnar Brandén och Martin Nybom. 2025. "The Relationship Between Intergenerational Mobility and Equality of Opportunity". Working Paper 2025:2. Uppsala: IFAU.
- Arneson, Richard J. 1989. "Equality and Equal Opportunity for Welfare". *Philosophical Studies* 56(1): 77–93.
- Björklund, Anders och Markus Jäntti. 2020. "Intergenerational Mobility, Intergenerational Effects, Sibling Correlations, and Equality of Opportunity: A Comparison of Four Approaches". *Research in Social Stratification and Mobility*, 70(100455).
- Björklund, Anders, Markus Jäntti och John E. Roemer. 2012. "Equality of Opportunity and the Distribution of Long-Run Income in Sweden". *Social Choice and Welfare* 39(2): 675–96.
- Brandén, Gunnar och Martin Nybom. 2020. "Intergenerationell rörlighet. Tidigare forskning och utvecklingen i Sverige". Rapport 2020:6. Uppsala: IFAU.
- Breen, Richard, Carina Mood och Jan O. Jonsson. 2016. "How Much Scope for a Mobility Paradox? The Relationship between Social and Income Mobility in Sweden". *Sociological Science* 3(3): 39–60.
- Brunori, Paolo, Francisco H. G. Ferreira och Vito Peragine. 2013. "Inequality of Opportunity, Income Inequality, and Economic Mobility: Some International Comparisons". Policy Research Working Paper Series 6304. The World Bank.
- Brunori, Paolo, Paul Hufe och Daniel Mahler. 2023. "The Roots of Inequality: Estimating Inequality of Opportunity from Regression Trees and Forests". *The Scandinavian Journal of Economics* 125(4): 900–932.
- Cohen, Gerald A. 1989. "On the Currency of Egalitarian Justice". *Ethics* 99(4): 906–44.
- Deutscher, Nathan och Bhashkar Mazumder. 2023. "Measuring Intergenerational Income Mobility: A Synthesis of Approaches". *Journal of Economic Literature* 61(3): 988–1036.
- Hederos, Karin, Markus Jäntti och Lena Lindahl. 2017. "Gender and Inequality of Opportunity in Sweden". *Social Choice and Welfare* 49(3): 605–35.

- Heidrich, Stefanie. 2017. "Intergenerational Mobility in Sweden: A Regional Perspective". *Journal of Population Economics* 30(4): 1241–80.
- Hothorn, Torsten, Kurt Hornik och Achim Zeileis. 2006. "Unbiased Recursive Partitioning: A Conditional Inference Framework". *Journal of Computational and Graphical Statistics* 15(3): 651–74.
- Jencks, Christopher och Laura Tach. 2006. "Would Equal Opportunity Mean More Mobility?" I *Mobility and Inequality: Frontiers of Research in Sociology and Economics*, redigerad av Stephen L Morgan, David B Grusky, och Gary S Fields, 23–58. Studies in Social Inequality. Stanford: Stanford University Press.
- OECD. 2024. "Enhancing Opportunities by Design: Exploring People's Views of What Should Be Done to Fight Inequality". OECD Policy Insights on Well-being, Inclusion and Equal Opportunity 15. Paris: OECD Publishing.
- Roemer, John E. 1993. "A Pragmatic Theory of Responsibility for the Egalitarian Planner". *Philosophy & Public Affairs* 22(2): 146–66.
- Roemer, John E. 1998. *Equality of Opportunity*. Cambridge, MA, USA: Harvard University Press.
- Roemer, John E. och Alain Trannoy. 2016. "Equality of Opportunity: Theory and Measurement". *Journal of Economic Literature* 54(4): 1288–1332.
- Swift, Adam. 2004. "Would Perfect Mobility be Perfect?" *European Sociological Review* 20(1): 1–11.

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)