



IFAU

Institutet för arbetsmarknads- och
utbildningspolitisk utvärdering

Den utvidgade familjens betydelse för barns utbildning

**Adrian Adermon
Mikael Lindahl
Mårten Palme**

RAPPORT 2016:16

Institutet för arbetsmarknads- och utbildningspolitisk utvärdering (IFAU) är ett forskningsinstitut under Arbetsmarknadsdepartementet med säte i Uppsala. IFAU ska främja, stödja och genomföra vetenskapliga utvärderingar. Uppdraget omfattar: effekter av arbetsmarknads- och utbildningspolitik, arbetsmarknadens funktionssätt och arbetsmarknadseffekter av socialförsäkringen. IFAU ska även sprida sina resultat så att de blir tillgängliga för olika intressenter i Sverige och utomlands.

IFAU har som policy att en uppsats, innan den publiceras i rapportserien, ska seminariebehandlas vid IFAU och minst ett annat akademiskt forum samt granskas av en extern och en intern disputerad forskare. Uppsatsen behöver dock inte ha genomgått sedvanlig granskning inför publicering i vetenskaplig tidskrift.

Tryckta rapporter kan beställas från IFAU. Kontaktuppgifter och mer information om IFAU och våra rapportserier finns på webbplatsen www.ifau.se

ISSN 1651-1158

Den utvidgade familjens betydelse för barns utbildning^a

av

Adrian Adermon^b, Mikael Lindahl^c och Mårten Palme^d

2016-11-07

Sammanfattning

Vi studerar betydelsen av den utvidgade familjen – eller dynastin – för hur socioekonomisk ojämlikhet överförs mellan generationer. Vi använder data för hela den svenska befolkningen som gör det möjligt att länka fyra generationer. Med denna datastruktur kan vi – förutom föräldrar, mor- och farföräldrar, och deras föräldrar – också identifiera föräldrarnas syskon och kusiner, liksom deras makar och makarnas syskon. Vi visar att de flesta tidigare studier av intergenerationell rörlighet, som bara tittat på föräldrar och barn, överskattar rörligheten mellan generationer. Vi finner också att ojämlikheten mellan utökade familjer är mycket mer persistent än man tidigare trott.

^a Detta är en kraftigt förkortad version av IFAU Working Paper 2016:19 ”Dynastic Human Capital, Inequality and intergenerational Mobility”. Mikael Lindahl är innehavare av Kungliga Vetenskapsakademins särskilda forskartjänst i ekonomiska vetenskaper med forskningsstöd från Torsten och Ragnar Söderbergs stiftelse, samt tackar också för forskningsstöd från Vetenskapsrådet och ERC (starting grant 241161). Mårten Palme tackar för forskningsstöd från Vetenskapsrådet. Adrian Adermon tackar för forskningsstöd från Jan Wallander och Tom Hedelius Stiftelse.

^b IFAU, Uppsala universitet och UCLS. E-post: adrian.adermon@ifau.uu.se

^c Nationalekonomiska institutionen, Göteborgs universitet, IFAU, IZA, UCLS och CESifo. E-post: mikael.lindahl@economics.gu.se

^d Nationalekonomiska institutionen, Stockholms universitet. E-post: marten.palme@ne.su.se

Innehållsförteckning

1	Inledning.....	3
2	Data.....	4
3	Resultat.....	5
4	Slutsatser.....	8
	Referenser.....	10

1 Inledning

Ojämlighet i fråga om inkomster, förmögenheter eller hälsa har på senare år fått en mer framträdande roll i samhällsdebatten. Bakgrunden till detta ökade intresse står bland annat att finna i de ökade inkomstskillnaderna i de flesta industriländer på senare år, men också till följd av Thomas Pikettys inflytelserika arbete på området (Piketty, 2014). En annan aspekt av ojämlikhet än skillnader i mätbara utfall, är skillnader i livschanser. Ett sätt att kvantifiera denna form av ojämlikhet är att mäta den sociala rörligheten över generationerna.

Man kan se på social rörlighet som ett sätt att karaktärisera social ojämlikhet. Detta illustreras i Solon (1999) på följande sätt: anta att två samhällen har samma grad av ojämlikhet, men att i ett samhälle så bestäms den relativa positionen för en generation av individer nästan fullt ut av den relativa positionen för föräldrarna till dessa individer, medan i ett annat samhälle så bestäms den relativa positionen till en stor del av faktorer som inte beror på föräldrarna till dessa individer. Normativt så skulle många föredra det senare samhället, i alla fall om dessa andra faktorer beror på sådana saker som ansträngning, flit och ambition. Även om det inte finns ett fullständigt samband mellan graden av social orörlighet och ojämlikhet i livschanser så är dessa begrepp, som detta exempel illustrerar, klart relaterade.

Standardmetoden inom studier av social rörlighet är att skatta en regressionmodell där t.ex. (logaritmerad) arbetsinkomst för individer i en generation relateras till samma variabel för föräldragenerationen, samtidigt som man konstanthåller för ålder och kön. För Sverige får man då en skattning motsvarande cirka 0,25, vilket innebär att ett barn vars föräldrar har 4 procent högre arbetsinkomst i genomsnitt kommer ha cirka 1 procent högre arbetsinkomst. För utbildningsår finner man också ett liknande samband för Sverige, dvs. att ett år längre utbildning hos föräldrarna i genomsnitt är förknippat med ungefär tre månader längre utbildning för barnen.

Tills helt nyligen har det varit mycket ovanligt med skattningar där man tagit hänsyn till fler släktingar än föräldrarna till barngenerationen. En litteratur där man till grundmodellen med barn och föräldrar också lägger till utfall för far- och morföräldrar har dock vuxit fram under senare år (se Lindahl m.fl. , 2015, eller Clark, 2014). Skattningarna från dessa flergenerationella modeller har visat att mor- och farföräldrar ger information utöver det som finns från föräldrar. Litteraturen har också diskuterat frågor som: Hur många generationer tar det innan förfäder inte längre har betydelse? Vilken teoretisk intergenerationell modell beskriver bäst sambandet mellan generationerna?

Dessa flergenerationella skattningar är intressanta, men riskerar att missa betydelsen av flera medlemmar i den utökade familjen. Man skulle också vilja

jämföra skattningen från den traditionella barn-föräldramodellen med en skattning från en modell där man istället för att se på hur ojämlikheten överförs mellan familjer, ser på hur den överförs mellan en utvidgad familjedefinition, s.k. dynastier. Om man är intresserad av familjens betydelse för ojämlikhet i livschanser, så är det centralt att förstå att en individ varken väljer sina föräldrar eller sina föräldrars syskon och kusiner och deras makar/makor osv. Om det visar sig att dessa har betydelse för livschanserna för barngenerationen, så behöver vi ett statistiskt mått som fångar detta. Så kallade syskonkorrelationer är ett exempel på ett mått som är bredare än den enkla intergenerationella modellen, men dessa har också nackdelar: de fångar inte den vidare familjen i föräldragenerationen och den kan ”felaktigt” fånga faktorer som syskon delar men som inte beror på familjebakgrunden (t.ex. påverkan från ett syskon till ett annat och förhållanden som syskon delar men som inte beror på familjebakgrunden).

För att studera dynastins betydelse så använder vi oss därför av en ny metod. Den är inspirerad av modellramen i Borjas (1992),¹ där man relaterar utbildningslängd för individer i barngenerationen till föräldrarnas utbildningslängd, samt till den genomsnittliga utbildningslängden för individer i familjens etniska grupp. Den senare variabeln är avsedd att fånga det etniska kapitalets betydelse och är det som skiljer Borjas modell från den traditionella modellen. Borjas skattar sedan denna modell genom att använda data på invandrare till USA. I vår studie använder vi populationen av individer i Sverige och byter ut den etniska gruppvariabeln mot en variabel beräknad som den genomsnittliga utbildningslängden i den utvidgade familjen, dvs. i dynastin. På detta sätt skattar vi sedan betydelsen av dynastiskt kapital.

2 Data

Vi kombinerar flera svenska register för att matcha individer, släktingar och makar med hjälp av flergenerationsregistret och data från flera folkräkningar, med information om utbildningsnivå, arbetsinkomst och yrke för perioden 1968–2009. Vi använder skolår som ett mått på utbildningsnivå för cirka 650 000 personer i barngenerationen. Det svenska flergenerationsregistret och det faktum att hela den svenska befolkningen ingår tillåter oss att, för första gången, länka dynastier upp till föräldrarnas syskon och kusiner, samt (genom äktenskap och information om samboende) syskonens och kusinernas makar, liksom i sin tur syskonen till dessa syskons makar.

¹ Borjas modell är i sin tur influerad av Colemans (1988) idé om betydelsen av det sociala kapitalet, dvs. betydelsen av kulturen inom den sociala grupp man tillhör för val och utfall.

Beskrivande statistik visas i Tabell 1. Barn har i genomsnitt uppnått 12,5 års utbildning. Föräldrarna har i genomsnitt 11,6 års utbildning, medan siffran är något högre för dynastin. Spridningen i utbildningsår för dynastin är mycket mindre än spridningen för föräldrarna, vilket beror på att det dynastiska snittet är ett genomsnitt över en mängd individer. Barnen är i genomsnitt drygt 27 år yngre än föräldrarna.

Tabell 1 Beskrivande statistik

	Utbildningsår	Födelseår	Antal observationer
Barn	12,46 (1,40)	1988,15 (4,76)	647 250
Föräldrar	11,65 (1,70)	1960,95 (4,70)	647 250
Dynastin	11,88 (0,92)	1963,07 (3,76)	647 250

Not: Medelvärden, med standardavvikelser i parentes.

3 Resultat

I Tabell 2 visar vi resultat från våra huvudskattningar. Om vi endast använder föräldrars skolår i en regressionsmodell med barnens skolår som utfall, så får vi en skattning på 0,26 (kolumn 1), dvs. den förväntade förändringen av antal skolr för barngenerationen av ytterligare ett skolår för föräldrarna är cirka tre månader. Men för att detta ska vara korrekt så måste vi anta att antal skolår för övriga familjemedlemmar saknar betydelse för barngenerationen. Att detta inte är fallet syns tydligt i kolumn 2, där skattningen nu även fångar upp en förändring av antalet skolår för föräldrarna samt även för deras syskon, kusiner etc. Skattningen är nu 0,46; dvs. den förväntade förändringen av antal skolår för barngenerationen av ytterligare ett skolår för föräldrarna och deras släktingar är cirka 5,5 månader.²

Estimatet i kolumn 2 är en skattning av styrkan i överföringen av dynastisk ojämlikhet mellan generationer. Denna nya parameter fångar mellan-dynastivariationen i överföring mellan generationerna och är på så sätt ett bredare mått jämfört med den traditionella parametern som endast fångar överföringen mellan föräldrar och barn. Denna gruppbaseade parameter kan man också dekomponera till två delar, en som härrör från föräldrar och en som härrör från den utvidgade familjen i föräldragenerationen, eller helt enkelt jämföra med

² Notera att även om vi visar R^2 i tabellerna så är det viktigt påpeka att dessa inte är jämförbara mellan kolumner. Skälet till detta är att variablerna i högerledet är konstruerade på olika aggregeringsnivåer.

den traditionella föräldra-barn-skattningen. Estimatet från en sådan modell visas i kolumn 4. Där ser vi att delen som inte kommer från föräldrarna bidrar med nästan hälften av det totala sambandet. Detta resultat är också i linje med att dynasti-nivå-skattningen är större än föräldra-barn-skattningen (kolumn 2 jämfört med kolumn 1).

Vi kan därför konstatera att den dynastiska bakgrunden bromsar utjämnningen mellan generationerna mer än vad som kan härledas från (felsespecificerade) modeller som bara inkluderar föräldrar och barn. Eftersom ett barn varken kan välja sina föräldrar eller sin dynastitillhörighet, så är dynasti-nivå-sambandet mer betydande än det traditionella föräldrar-barn-sambandet om man är intresserad av att fånga ojämlikhet mellan generationer.

Tabell 2 Resultat från OLS regressioner av barnets utbildningsår mot antal utbildningsår för föräldrarna och/eller dynastin

	(1)	(2)	(3)	(4)
Föräldrars utbildningsår	0,26			0,22
Dynastins utbildningsår		0,46		
Dynastins utbildningsår (exklusive föräldrar)			0,37	0,19
R^2	0,145	0,131	0,101	0,157
N	647 250	647 250	647 250	647 250

Not: Beroende variabel är barnets faktiska antal utbildningsår (för dem som är minst 30 år) och predicerat antal utbildningsår baserat på genomsnittsbetyg i årskurs 9 och linjeval på gymnasiet (för personer under 30 år). Föräldravariabler är medelvärden över föräldrar, medan dynasti-variabler är medelvärden över utfallen för alla som ingår i dynastin (föräldrar, farbröder och mosttrar, makar fastrar/farbröder, föräldrar kusiner, makar av föräldrarnas kusiner och syskon makar fastrar/farbröder). Alla regressioner inkluderar linjära och kvadratiska kontroller för genomsnittliga års födelseår för varje släkting för att konstanthålla för effekten av skillnader i levnadsår. Alla estimat är statistiskt signifikanta (p -värden mindre än 0,001).

Om denna modell utvidgas i syfte att samtidigt inkludera information om utbildning, inkomst och social skiktning, så ökar persistensen ytterligare. Vi finner då att styrkan i överföringen av dynastisk ojämlikhet mellan generationer skattas till 0,55 (kolumn 2 i Tabell 3). I kolumn 4 ser vi att den utvidgade familjen bidrar med cirka 40 procent av det totala sambandet. Sammantaget innebär dessa resultat att humankapitalets rörlighet mellan generationerna är dubbelt så långsamt som man finner med konventionella skattningar från data på föräldrar och barn, där man bara använder antal utbildningsår som mått på föräldrarnas humankapital (kolumn 1 i Tabell 2).

Tabell 3. Resultat från OLS regressioner av barnets utbildningsår mot år av "humankapital" för föräldrarna och/eller dynastin

	(1)	(2)	(3)	(4)
Föräldrars utbildningsår	0,34			0,30
Dynastins utbildningsår		0,55		
Dynastins utbildningsår (exklusive föräldrar)			0,42	0,18
R^2	0,172	0,144	0,106	0,181
N	647 250	647 250	647 250	647 250

Not: Beroende variabel är barnets faktiska antal utbildningsår (för dem som är minst 30 år) och predicerad antal utbildningsår baserat på genomsnittsbetyg i årskurs och linjeval på gymnasiet (för personer under 30 år). Föräldravariabler är medelvärden över föräldrar, medan dynastivariabler är medelvärden över utfallen för alla som ingår i dynastin (föräldrar, farbröder och mostrar, makar fastrar/farbröder, föräldrar kusiner, makar av föräldrarnas kusiner och syskon makar fastrar/farbröder). Estimat är Lubotsky-Wittenberg (2006)-typ viktade summeringar av regressionsestimater där utbildningsår, familjeinkomst och yrkesindexet simultant är inkluderade i regressionsmodeller. Dessa estimat är normaliserade så att de är jämförbara med effekter av utbildningsår. Alla regressioner inkluderar linjära och kvadratiske kontroller för genomsnittliga års födelseår för varje släkting för att konstanthålla för effekten av skillnader i levnadsår. Alla estimat är statistiskt signifikanta (p -värden mindre än 0,001).

Det finns också en ny litteratur där man har analyserat sambandet, i till exempel antal skolår, mellan flera generationer. Detta kan till exempel göras genom att skatta sambandet mellan antal skolår för barn, föräldrar och far- och morföräldrar. Lindahl m fl (2015) använde ett datamaterial för Malmö och fann att mor- och farföräldrar har betydelse och att den enkla barn-föräldra-modellen ger en missvisande tolkning om den sociala rörligheten.

I Tabell 4 visar vi resultat från skattningar av denna typ av flergenerationsmodeller. Av resultaten så ser vi att far- och morföräldrars antal skolår är statistiskt signifikant relaterade till antal skolår för barnet, även om man betingar på föräldrars antal skolår. Däremot så har inte far- och morföräldrars föräldrars antal skolår någon ytterligare betydelse.

Tabell 4. Resultat från OLS regressioner av barnets utbildningsår mot antal utbildningsår för föräldrarna och tidigare generationer

	(1)	(2)	(3)	(4)
Föräldrars utbildningsår	0,26	0,24	0,24	0,24
Far- och morföräldrars utbildningsår		0,05	0,05	0,04
Far- och morföräldrarnas föräldrars utbildningsår			0,003	-0,008
Far- och morföräldrars syskons utbildningsår				0,02
R^2	0,145	0,150	0,151	0,151
N	647 250	647 250	647 250	647 250

Not: Beroende variabel är barnets faktiska antal utbildningsår (för dem som är minst 30 år) och predicerat antal utbildningsår baserat på genomsnittsbetyg i årskurs 9 och linjeval på gymnasiet (för personer under 30 år). Föräldravariabler är medelvärden över föräldrar, far- och morföräldra-variabler är medelvärden över far- och morföräldrar och så vidare. Alla regressioner inkluderar linjära och kvadratiske kontroller för genomsnittliga års födelseår för varje släkting i syfte att konstanthålla effekterna av levnadsålder. Alla estimat är statistiskt signifikanta (p -värden mindre än 0,001) förutom i rad 3 där båda estimatet är statistiskt insignifikanta.

4 Slutsatser

De ökade inkomstskillnaderna i de flesta industriländer har givit frågan om hur vi ska betrakta ojämlikhet ny aktualitet. De flesta skulle nog säga att ojämlikhet är lättare att fördrå om det samtidigt råder hög social rörlighet. I en klassisk uppsats av Gary Becker och Nigel Tomes (Becker och Tomes, 1986) tas de höga empiriska rörlighetsskattningarna – en korrelation på runt 0,1 mellan generationer – till intäkt för att inkomstskillnader inom en generation var ett snabbt övergående fenomen sett över flera generationer. Av en inkomstskillnad på 1 dollar mellan två personer i en generation skulle bara 10 cent återstå i nästa generation och 1 cent återstå i den tredje generationen.

Resultaten i denna studie pekar dock entydigt på att det inte är tillräckligt att använda uppgifter om endast föräldrar och barn, eller på endast ett utfall, när man studerar persistensen i ojämlikhet över generationer. Sådana studier ger en ofullständig och missvisande bild av detta samband. Den skattade persistensen går från 0,26 till 0,55 när vi går från att skatta korrelationen i utbildning mellan två generatioer till att beakta hela den utökade familjen och tre olika mått på humankapital.

Även om våra skattningar motsäger Becker och Tomes (1986) om en relativt svag överföring av ojämlikhet mellan generationerna, så stöds det allmänna budskapet i Becker-Tomes analys av familjen som en viktig motor i skapandet av humankapital. Det existerar viktiga externa effekter av

humankapital inom den utvidgade familjen, eller dynastin som vi betecknar det i titeln på denna rapport.

Referenser

- Becker, G. S. and N. Tomes (1986). "Human Capital and the Rise and Fall of Families," *Journal of Labor Economics*, 4(3), S1–S39.
- Borjas, G. J. (1992). "Ethnic Capital and Intergenerational Mobility," *The Quarterly Journal of Economics*, 107(1), 123-150.
- Clark, G. (2014). *The Son Also Rises: Surnames and the History of Social Mobility*, Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Coleman, J. S. (1988): "Social Capital in the Creation of Human Capital," *American Journal of Sociology*, 94, S95–S120.
- Lindahl, M., M. Palme, S. Sandgren Massih och A. Sjögren (2015) "Long-term intergenerational persistence of human capital: an empirical analysis of four generations," *Journal of Human Resources*, 50(1), 1–33.
- Lubotsky, D., & Wittenberg, M. (2006). "Interpretation of regressions with multiple proxies," *The Review of Economics and Statistics*, 88(3), 549–562.
- Piketty, T. (2014). *Capital in the 21st Century*. Cambridge: Harvard University Press.
- Solon, G. (1999). "Intergenerational Mobility in the Labor Market", i: O. Ashenfelter och D. Card (Red.), *Handbook of Labor Economics*, Vol. 3. Amsterdam: Elsevier.