

Hur prissätts kärlek?¹

Denna artikel undersöker sambandet mellan äktenskapssortering (dvs huruvida likar gifter sig med likar, eller ej) och inkomstojämlikhet. I en teoretisk modell där individer fattar beslut om att utbilda sig eller ej, med vem de ska bilda hushåll, hur mycket de ska konsumera och hur många barn de skaffar, finner vi att det finns ett positivt samband mellan sortering och ojämlikhet. Ekonomier med högre utbildningspremie kommer, enligt modellen, att kännetecknas av en högre grad av äktenskapssortering. Denna implikation testas med hjälp av data från 34 länder. De empiriska resultaten stödjer den teoretiska modellens förutsägelse att det finns ett positivt samband mellan sortering och ojämlikhet och resultaten är robusta i en känslighetsanalys.

1. Inledning

Hur det går till när hushåll bildas har tenderat att spela en relativt underordnad roll för vår makroekonomiska förståelse. Även om detta kan vara en praktisk förenkling, kan det också innebära att man försummar potentiellt viktiga samspel mellan familjen och den bredare samhällsekonomin. Mest sannolikt sker detta inom områden där generationsöverföringar spelar en avgörande roll, så som kapitaltillväxt, inkomstfördelning och tillväxt.

Förhållandet mellan ojämlikhet och äktenskap är en fascinerande aspekt på detta samspel. Kan äktenskapsprocessen förstärka ojämlikheter? Vår nya forskning tyder på att om välbeställda och utbildade personer tenderar att gifta sig med varandra, kommer ojämlikheterna i samhället i själva verket att bestå över tiden. Enligt

Lams [1988] genomgång är den allmänna slutsatsen i litteraturen att det förekommer positiv sorterande matchning mellan makar. Mare [1991] dokumenterar korrelationen mellan makars utbildning i USA sedan 1930-talet. Genom att använda ett stort tvärsnitt av länder, finner Smith, Ultee & Lammers [1998] att sambandet mellan äktenskapssortering och vissa mått på utvecklingen (så som energikonsumtionen per capita och den andel av arbetskraften som inte är sysselsatt inom jordbruket) antar formen av en puckel. Dahan & Gaviria [1999] finner ett positivt samband mellan ojämlikhet och äktenskapssortering för latinamerikanska länder. Boulier & Rosenzweig [1984] dokumenterar sorterande matchning med avseende på utbildning och känsligheten för äktenskapsmarknadsvariabler genom att använda filippinska data.

Professor RAQUEL FERNÁNDEZ är verksam vid New York University, CEPR och NBER, NEZIH GUNER är professor vid Pennsylvania State University och JOHN KNOWLES är professor vid University of Pennsylvania

¹ Denna artikel bygger på Fernández, Guner & Knowles [2001], "Love and money: A theoretical and empirical analysis of household sorting and inequality" som presenterades vid CEPR/SNS Public Policy Symposium i Stockholm, 7–8 september, 2001. Översatt från engelska av Christina Lönnblad.

Vi undersöker några av samspelet mellan hushållsmatchning ("äktenskap") och inkomstjämlighet, fertilitetsskillnader och prestation per capita. Vi kan då, såväl teoretiskt som empiriskt, utforska det potentiellt förstärkande förhållandet mellan styrkan i matchning med avseende på utbildningsnivå och graden av ojämlikhet – framför allt uppfattningen att en högre utbildningspremie kan tendera att göra matchningar mellan olika klasser (hög- och lågutbildade arbetare) mindre troliga, då kostnaden av att "gifta ner sig" ökar. I en ekonomi där begränsningar i lånemöjligheterna kan begränsa individernas möjligheter att skaffa sig de optimala utbildningsnivåerna, kan det privata beslutet om vem man skall gifta sig med få viktiga sociala konsekvenser. Det kan skapa ineffektivt låga totalnivåer av ackumulerat humankapital och sålunda större löneskillnader mellan hög- och lågutbildad arbetskraft, större fertilitetsskillnader mellan olika typer av hushåll och en lägre per capita-inkomst. Sålunda är ojämlikhet och äktenskapssortering två endogent fastställda variabler som kan förstärkas av varandra.

I modellen i denna artikel är individerna antingen högutbildade eller lågutbildade och har ett givet antal tillfällen att bilda hushåll med en annan individ. Artikelns empiriska analys undersöker en viktig konsekvens av modellen: ett positivt samband mellan utbildningspremien och äktenskapssortering (dvs huruvida likar gifter sig med likar eller ej). Studien prövar sedan hypotesen att det är mindre sannolikt att högutbildade respektive lågutbildade individer bildar ett gemensamt hushåll när löneskillnaden är större mellan höginkomst- och låginkomsttagargrupper. I detta syfte har vi samlat data från totalt 34 länder från The Luxembourg Income Study (LIS) och Inter-american Development Bank (IDB) för en jämförelse och vi använder dessa för att skapa ett slumpmässigt urval hushåll för varje land. Artikelnen studerar också

varför olika länder har olika nivåer av ojämlikhet.

2. En modell för hushållsbildning, fertilitet och inkomstjämlighet

Genom att använda en allmän jämviktsmodell där individerna fattar beslut om de skall utbilda sig eller ej, med vem de skall gifta sig, hur mycket de skall konsumera och hur många barn de ska skaffa, finner vi att det finns ett positivt samband mellan sortering (en hög sortering innebär att likar gifter sig med likar) och ojämlikhet. Vid en viss tidpunkt, eller i samhällsekonomier med varaktiga jämvikter, bör framförallt samhällsekonomier med en högre utbildningspremie också uppvisa en högre grad av sortering. Vår modell förutser också att samhällsekonomier med en högre utbildningspremie bör uppvisa större fertilitetsskillnader och, givet att man har identiska teknologier, samhällsekonomier med mer omfattande sortering bör ha en lägre per capita-inkomst och lägre andelar av högutbildad arbetskraft.

Vad beror detta på? Varje högutbildad arbetare står inför en mängd personliga avväganden då kvaliteten i varje matchning bestäms av många olika faktorer: omgivning, personlig smak och utsikterna till det egna materiella och emotionella välbefinnandet. Om en högutbildad individ möter en lågutbildad individ som denne skulle vilja gifta sig med i den första matchningsomgången, står denne inför avvägandet mellan att bilda ett låginkomsthushåll med en individ som är en högkvalitativ matchning (dvs, som de är förälskade i) och att bilda ett höginkomsthushåll med en högutbildad arbetare i nästa omgång, som kanske inte är en lika god matchning på många andra sätt. Den högutbildade arbetaren står då inför en avvägning mellan kärlek och pengar; eftersom det i denna situation är den högutbildade arbetaren som avgör om match-

ningen kommer att accepteras. Alltså, om en matchning leder till äktenskap eller ej, beror på hur stor vikt den högutbildade arbetaren lägger vid inkomst relativt de andra värdena.

När individerna bildar hushåll bestämmer de hur mycket de skall konsumera och hur många barn de skall skaffa. Deras barn väljer sedan i sin tur om de skall utbilda sig eller ej. Att skaffa sig en viss utbildningsnivå kostar. För att finansiera utbildningen lånar unga individer på en icke-perfekt kapitalmarknad där föräldrarnas inkomst påverkar hur lätt individen har att låna pengar. Föräldrarnas inkomst och nettoavkastningen av att vara en högutbildad, snarare än en lågutbildad, arbetare, inklusive den förväntade nyttan av en framtida matchning, avgör vilken andel av barnen som slutligen blir högutbildade.

2.1 Kärlek i förhållande till pengar

Modellen undersöker hur exogena förändringar i utbildningspremien påverkar individernas beslut, på basis av antagandet att andelen högutbildad arbetskraft är konstant. Varje löneökning för den högutbildade arbetskraften kommer att göra det mer lockande att skaffa utbildning, eftersom det ökar den direkta avkastningen av att vara högutbildad. Det ökar också avkastningen av matchningen med en högutbildad arbetare, vilket gör valet för en högutbildad arbetare som får en högkvalitativ matchning med en lågutbildad arbetare ännu svårare. Faktum är att högutbildade arbetare nu kan vara mer kräsna och det är mindre sannolikt att de väljer den lägre inkomsten som föreningen med en lågutbildad arbetare innebär. Med andra ord är det nu troligt att logiken kommer att styra över hjärtat för alla högutbildade arbetare som står inför detta val. En löneökning för högutbildade arbetare har en ambivalent effekt på förtjänsten för lågutbildade arbetare; samtidigt som förtjänsten av en matchning med en högutbildad

arbetare har ökat, kommer möjligheterna till en sådan förening att ha minskat. Effekten av en löneökning för de lågutbildade är också ambivalent.

En ökning av andelen högutbildade arbetare kommer att påverka fördelarna med att bli en högutbildad arbetare på två sätt: (i) det kommer att påverka lönerna och därmed hushållens inkomst genom att ändra andelen hög- och lågutbildade arbetare i den aggregerade produktionen och (ii), det kommer att påverka sannolikheten att individerna träffar hög- respektive lågutbildade arbetare i den första matchningsomgången. Den totala effekten på det positiva med att bli en högutbildad arbetare är ambivalent. Medan en ökning av antalet högutbildade arbetare kommer att minska lönerna för högutbildade arbetare och öka lönerna för lågutbildade arbetare och därmed göra det mindre lockande att skaffa utbildning än tidigare, ökar detta också sannolikheten att möta en högutbildad arbetare i den första omgången, vilket innebär att vi inte kan utesluta möjligheten till multipla jämviktslägen

Det visar sig att i denna samhällsekonomi kan två tänkbara tillstånd uppstå. Den första varaktiga jämvikten karakteriseras av en låg andel högutbildade individer, stora ojämlikheter mellan hög- och lågutbildad arbetskraft, en hög sorteringsgrad i hushållsbildningen (högutbildade individer gifter sig främst med andra högutbildade individer och de lågutbildade gifter sig främst med andra lågutbildade) och fertilitetsskillnaderna mellan de båda grupperna är stora. I den andra varaktiga jämvikten gäller det motsatta, det finns en stor andel högutbildad arbetskraft, liten ojämlikhet, liten sortering och små fertilitetsskillnader.

3. Data och metod

Syftet med den empiriska analysen är att fastställa om det faktiskt finns en robust korrelation mellan äktenskapssortering

och utbildningspremien. Detta studeras med hjälp av översikter över hushåll i 34 länder i olika delar av världen. För varje land sammanställer vi ett slumpmässigt urval hushåll med uppgifter på utbildning och båda makarnas inkomster. Flera mått på utbildningspremien skapas sedan såväl som ett mått på graden av äktenskapssortering på grundval av utbildning för varje land. Vi använder sedan dessa mått för att studera sambandet mellan utbildningspremien och äktenskapssorteringen.

3.1 Data

Data samlades in från 34 länder över hela världen. För varje land används ett slumpmässigt urval av par där mannen är mellan 36 och 45 år gammal. Hushållen inkluderas i analysen om det, förutom att de uppfyller olika ålderskrav, finns en äkta hälft med i bilden och utbildnings- och inkomstvariablerna (inklusive noll) finns tillgängliga för båda makarna. (I studien kräver vi ej att man och kvinna ska vara gifta för att räknas som makar, utan sammanboende ingår också i urvalet).

3.2 Variabler

Vi har skapat fyra mått på utbildningspremien för varje land.² Det första är förhållandet mellan inkomsten för hög- respektive lågutbildade manliga arbetare i vårt sorteringsurval, dvs män mellan 36 och 45 år. Detta mått, som vi benämner *Löneförhållande*, är mycket enkelt och intuitivt. En möjlig nackdel är att det inte tar hänsyn till annan information än utbildning som också kan påverka inkomsten, såsom ålder eller arbetslivserfarenhet. Vi kontrollerar för dessa effekter genom att skapa ett annat mått på utbildningspremien; nämligen koefficienten för en utbildningsindikator (dvs att ha åtminstone någon eftergymnasial utbildning) som vi benämner *Utbildningsindikator*. Medan bägge dessa mått har en enkel tolkning, är de beroende av definitio-

nen av att vara högutbildad. Eftersom det kan vara ganska godtyckligt att definiera de "högutbildade" som de som har eftergymnasial utbildning, använder vi dessutom *Mincerkoefficienten* som ett alternativt mått på avkastning av utbildning.

De tre ovan beskrivna måtten är baserade på skillnader i årlig inkomst. Ett bättre mått, om det vore tillgängligt, skulle vara en individs inkomst under hela livstiden. Eftersom det inte går att observera livstidsinkomsten från tjänst på grund av brist på paneldata skapade vi istället, med hjälp av en metod som beskrivs i Ghez & Becker [1975], grova skattningar på livstidsinkomsten. Förhållandena mellan dessa sätt att mäta livstidsinkomsten för hög- respektive lågutbildad arbetskraft utgör det fjärde sättet att mäta utbildningspremien, och benämns *Livstidsinkomsten*.

För att mäta äktenskapssortering använder vi Pearsons korrelationskoefficient mellan mannen och kvinnans utbildningsår.

I *Tabell 1* redovisar vi genomsnittet samt standardavvikelsen för dessa fem variabler för varje land, samt andelen högutbildade män. De länder som har den lägsta utbildningspremien är Australien och Danmark (löneförhållandet) och Polen (Mincerkoefficienten), medan Colombia och Brasilien (löneförhållandet) och Bolivia och Paraguay (Mincerkoefficienten) har den högsta premien. Överensstämmelsen mellan antalet utbildningsår mellan makar är lägst i Australien och

²Sätten att mäta utbildning varierar mellan länderna. Vi försöker standardisera utbildningsvariabeln i LIS genom att omvandla de rapporterade enheterna till antal utbildningsår. Vidare skapas en variabel som uppvisar kvalifikationsnivån som är lika med 1 om individens antal skolår överstiger nivån för avslutad gymnasieutbildning och lika med noll annars. För att kunna använda detta mått måste vi fastställa det antal utbildningsår som krävs för att en individ skall kunna fortsätta på eftergymnasial nivå i varje enskilt land.

Tabell 1 Utbildningspremier och äktenskapsortering för det slumpmässiga urvalet

Land	Andel hög- utbildade män	Löne förhållande	Utbildnings- indikator	Mincer- koefficient	Livs- inkomst	Pearsons korrelation
Argentina	0,189 (0,392)	2,249 (0,165)	0,872 (0,017)	0,107 (0,002)	2,090	0,700
Australien	0,303 (0,459)	1,277 (0,034)	0,308 (0,035)	0,052 (0,005)	1,298	0,315
Belgien	0,295 (0,456)	1,437 (0,031)	1,087 (0,052)	0,138 (0,004)	1,390	0,670
Bolivia	0,172 (0,377)	2,306 (2,161)	1,472 (0,017)	0,165 (0,001)	2,440	0,752
Brasilien	0,105 (0,306)	4,050 (1,886)	0,416 (0,026)	0,069 (0,004)	3,810	0,718
Storbritannien	0,440 (0,496)	1,499 (0,002)	0,292 (0,041)	0,072 (0,008)	1,319	0,483
Kanada	0,597 (0,490)	1,348 (0,227)	1,215 (0,019)	0,144 (0,002)	1,328	0,516
Chile	0,149 (0,356)	3,538 (0,261)	1,276 (0,023)	0,142 (0,002)	3,226	0,700
Colombia	0,150 (0,357)	4,259 (18,337)	0,904 (0,037)	0,107 (0,003)	3,617	0,772
Costa Rica	0,150 (0,358)	2,408 (0,753)	0,310 (0,014)	0,090 (0,003)	2,379	0,648
Tjeckien	0,153 (0,360)	1,803 (0,283)	0,528 (0,014)	0,086 (0,002)	1,652	0,647
Danmark	0,302 (0,459)	1,331 (0,024)	0,415 (0,034)	0,064 (0,005)	1,460	0,530
Ecuador	0,277 (0,447)	2,106 (0,117)	0,730 (0,028)	0,082 (0,002)	2,206	0,759
Finland	0,273 (0,445)	1,666 (0,003)	0,605 (0,049)	0,060 (0,006)	1,724	0,494
Frankrike	0,271 (0,445)	1,662 (0,048)	0,543 (0,032)	0,100 (0,005)	1,708	0,546
Tyskland	0,275 (0,447)	1,480 (0,023)	0,376 (0,034)	0,074 (0,006)	1,332	0,599
Ungern	0,163 (0,370)	1,921 (0,151)	0,735 (0,060)	0,146 (0,010)	2,078	0,663
Israel	0,426 (0,494)	1,382 (0,053)	0,263 (0,031)	0,056 (0,004)	1,311	0,689
Italien	0,083 (0,276)	1,496 (0,252)	0,486 (0,032)	0,082 (0,003)	1,565	0,590
Luxemburg	0,184 (0,388)	1,622 (0,154)	0,518 (0,041)	0,087 (0,005)	1,626	0,460
Mexiko	0,175 (0,380)	3,068 (0,576)	1,070 (0,031)	0,117 (0,002)	3,548	0,734
Nederländerna	0,279 (0,448)	1,374 (0,141)	0,344 (0,033)	0,057 (0,005)	1,294	0,502
Norge	0,300 (0,458)	1,371 (0,105)	0,452 (0,040)	0,089 (0,007)	1,572	0,507
Panama	0,194 (0,395)	3,241 (0,913)	1,190 (0,042)	0,146 (0,003)	2,071	0,647
Paraguay	0,083 (0,277)	3,567 (1,945)	1,311 (0,080)	0,165 (0,006)	3,040	0,682
Peru	0,218 (0,413)	2,661 (0,698)	0,910 (0,062)	0,133 (0,006)	2,462	0,686
Polen	0,101 (0,302)	1,370 (0,011)	0,339 (0,028)	0,045 (0,003)	1,387	0,534
Slovakien	0,151 (0,358)	1,531 (0,027)	0,427 (0,015)	0,056 (0,002)	1,491	0,595
Spanien	0,213 (0,409)	1,652 (0,111)	0,543 (0,019)	0,065 (0,002)	1,732	0,706
Sverige	0,318 (0,466)	1,421 (0,141)	0,407 (0,031)	0,057 (0,004)	1,375	0,444
Taiwan	0,264 (0,441)	1,620 (0,050)	0,507 (0,014)	0,079 (0,002)	1,610	0,670
Uruguay	0,237 (0,425)	2,283 (0,039)	0,825 (0,020)	0,110 (0,002)	2,169	0,545
USA	0,604 (0,489)	1,724 (0,204)	0,528 (0,011)	0,123 (0,002)	1,753	0,611
Venezuela	0,159 (0,366)	1,990 (0,467)	0,649 (0,035)	0,071 (0,003)	2,154	0,625
Slumpmässigt urval	0,243 (0,125)	2,050 (0,834)	0,672 (0,341)	0,095 (0,035)	1,977 (0,720)	0,610 (0,106)

Notera: Genomsnittsvärden och standardavvikelse inom parentes.

Tabell 2 Utbildningspremiens effekt på äktenskapssortering

	Utbildningspremie							
	Löneförhållande		Utbildningsindikator		Mincer koefficient		Livsinkomst	
	1	2	1	2	1	2	1	2
Konstant	0,499 *** (0,038)	0,487 *** (0,042)	0,476 *** (0,035)	0,495 *** (0,043)	0,488 *** (0,047)	0,493 *** (0,049)	0,439 *** (0,039)	0,473 *** (0,043)
Utb premie	0,079 *** (0,014)	0,049 ** (0,022)	0,199 *** (0,039)	0,147 * (0,075)	1,708 *** (0,391)	0,889 ** (0,462)	0,085 *** (0,014)	0,058 ** (0,023)
LA		0,063 (0,045)		0,042 (0,052)		0,086 ** (0,032)		0,052 (0,044)
Antal obs	34	34	34	34	34	34	34	34
Adj R²	0,363	0,372	0,392	0,383	0,302	0,371	0,383	0,383

Notera: Heteroskedasticitetskorrigerade standardfel inom parentes. ***, **, * anger signifikans på en, fem respektive tio procentnivån.

högst i Colombia och Ecuador. De fyra sätten att mäta utbildningspremien är väl korrelerade (över 0,8). Alla korrelationer är signifikant skilda från noll på enprocentnivån.

4. Empiriska resultat

Tittar man på korrelationen mellan variablerna i Tabell 1 kan man först notera att äktenskapssortering (dvs välbeställda arbetares tendens att bilda par med varandra snarare än med lågutbildade arbetare) är positivt och signifikant korrelerad med alla sätt att mäta utbildningspremien (ca 0,6 i varje enskilt fall). Dessa korrelationer finns redovisade i Tabell 2 i Fernández, Guner & Knowles [2001].

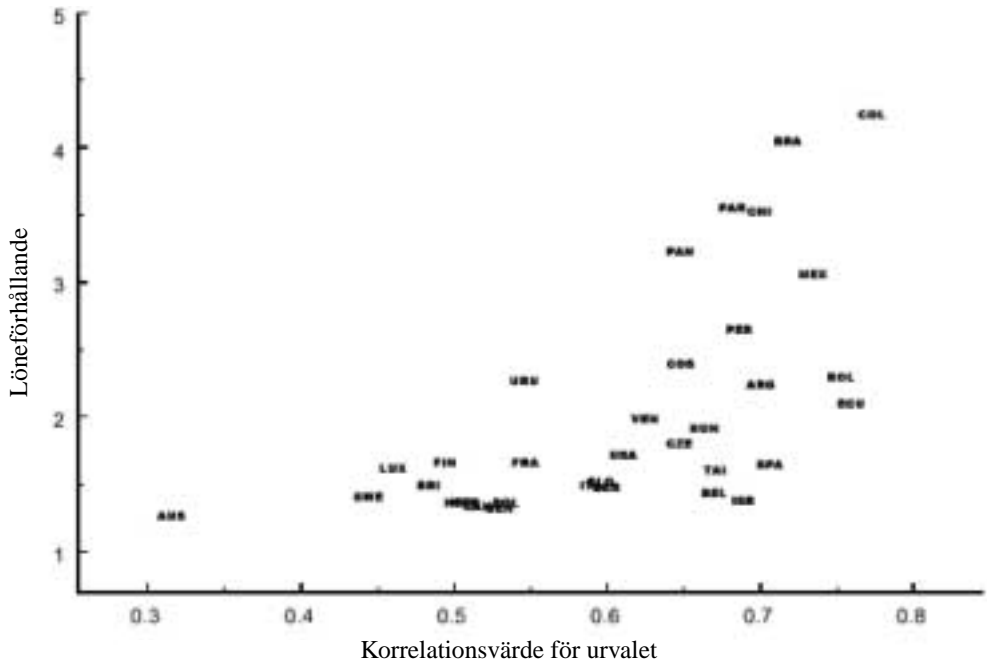
Vi kan därefter gå vidare och titta på resultat från en regressionsanalys. Dessa resultat redovisas i Tabell 2. I denna tabell skattas äktenskapssortering mot de fyra olika måtten på utbildningspremien. För varje mått på utbildningspremien skattas två specifikationer av regressionen, med respektive utan en kontrollvariabel för om landet ligger i Latinamerika (LA). Det visar sig finnas ett positivt och signifikant (på enprocentnivån för specifikation 1 och på fem- eller tioprocentnivån i specifikation 2) samband mellan

sortering och utbildningspremien. Sålunda överensstämmer detta med den grundläggande förutsägelsen i vår teori om ett positivt samband mellan utbildningspremien och äktenskapssortering.

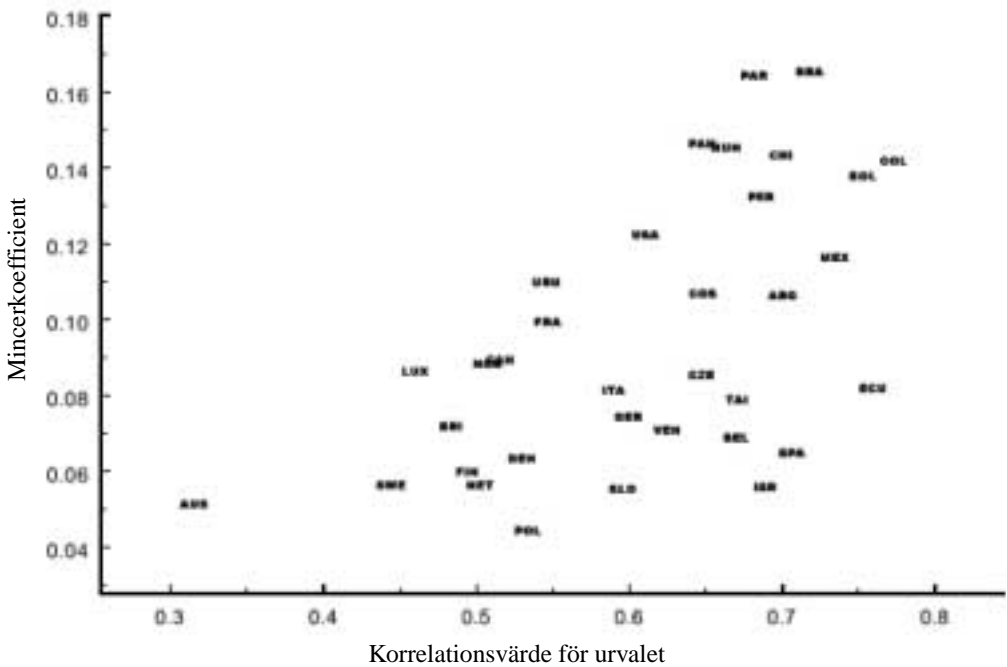
Resultaten visar också att latinamerikanska länder tenderar att ha en högre grad av ojämlikhet än det övriga slumpmässiga urvalet. Detta framgår av Figur 1 och Figur 2, som baserar sig på de data som används för skattningarna i Tabell 2. En möjlig tolkning av detta är att de latinamerikanska länderna befinner sig i en varaktig jämvikt med stor ojämlikhet och stor sortering medan det övriga slumpmässiga urvalet (främst europeiska länder) befinner sig i en varaktig jämvikt med liten ojämlikhet och låg sortering och där variationen inom dessa delurval förklaras av länderspecifika faktorer (t ex lagar och regler på arbetsmarknaden, utbildning och skattepolitik, kreditmarknader m m).

Vi har också genomfört en känslighetsanalys av resultaten i Tabell 2. En potentiell källa till oro är att det, trots att vi har studerat utbildningssystemet i samtliga länder för att förstå hur det fungerar på de olika nivåerna, kan vara så att det faktiska antal år som varje nivå tilldelats kan påverka sättet att mäta äktenskapssortering.

Figur 1 Ojämlighet och sortering



Figur 2 Ojämlighet och sortering



Ett möjligt sätt att kontrollera för detta är att använda Spearmans rangkorrelationsmått mellan antal utbildningsår för män respektive hustrur som ett alternativt sorteringsmått. Resultaten håller också med detta mått, även om koefficienten blir insignifikant för två av måtten på utbildningspremie när man inkluderar en latinamerikansk dummyvariabel.

För att kontrollera för olika sätt att mäta inkomst i olika länder introducerar vi en dummyvariabel som antar värdet 1 om landet rapporterar nettoinkomster och annars 0. Effekten av denna dummyvariabel är positiv men inte signifikant. Samtliga fyra sätt att mäta utbildningspremie har fortfarande en positiv och signifikant effekt på sortering som tyder på att detta speciella särdrag i de använda data inte driver resultatet. Vi finner ett positivt och signifikant samband mellan kvalifikationspremie och äktenskapssortering som är stabilt så länge länderna har samma teknologi och när man kontrollerat för ett antal andra variabler som kan påverka sambandet mellan sorteringen och utbildningspremie.

Ytterligare en förutsägelse i den teoretiska modellen är att förhållandet mellan äktenskapssortering och per capita-inkomsten mellan olika länder kommer att vara negativt. Följaktligen, förutsatt att allt annat är oförändrat, förväntas samhällsekonomier med liknande teknologi men med mer omfattande sortering ha en lägre inkomst per capita då deras human kapitalnivå kommer att ligga längre under den effektiva nivån. Detta samband finner vi vara signifikant och negativt för båda specifikationerna i modellen.³ En grafisk illustration av detta samband återfinns i *Figur 3*.

4.1 Känslighetsanalys

I vår modell är effekten av utbildningspremie på äktenskapssortering oberoende av den andel av befolkningen som är högutbildade (utom när det gäller effek-

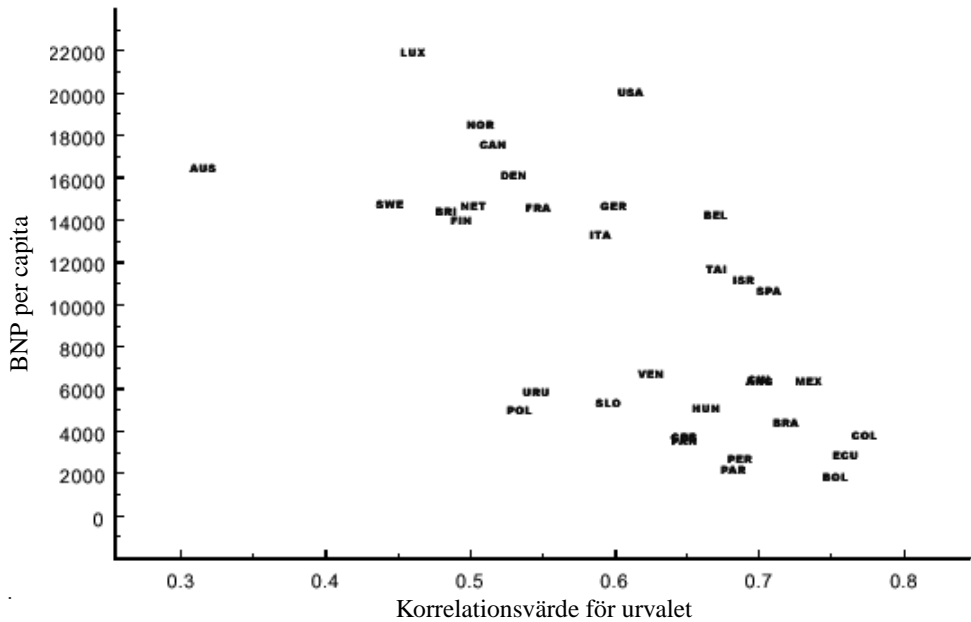
ten av andelen högutbildad arbetskraft inom samhällsekonomin på utbildningspremie). Det skulle emellertid inte vara fallet i ett stort antal modeller där individer möts slumpmässigt. Därmed kan man förvänta sig att en befolkning med en större andel kvalificerad arbetskraft, vid en given utbildningspremie, skulle ha en högre sorteringsgrad då individer med högre utbildning vet att de har större chans att träffa en annan högutbildad individ i framtiden.

Även om resultaten tyder på ett positivt och signifikant samband mellan äktenskapssortering och utbildningspremie är det naturligt att vara orolig för att sambandet drivs av en tredje faktor som har ett positivt samband med våra variabler. Man kan hävda att graden av etnisk fraktionisering i landet är en trolig (antagligen exogen) variabel som kan påverka såväl sorteringen som utbildningspremie. Vi studerar denna fråga genom att införa en variabel som fångar graden av etnisk-språklig fraktionisering i landet. Denna variabel, som antar värden mellan 0 och 100, och där högre värden tyder på en högre grad av fraktionisering, kommer från World Bank Growth Network (WBG) data. För denna uppsättning länderdata (förutom Tjeckien, Ungern, Polen och Slovakien för vilka det inte fanns tillgängliga data) sträcker sig graden av etnisk-språklig fraktionisering från en miniminivå på 3 (Tyskland) till ett maximum på 75 (Kanada), med ett medeltal på 26,3 och en standardavvikelse på 20,8.

Därefter beaktar vi möjligheten att man kan förvänta sig en större blandning av olika typer i städer än i jordbruksområden. Det positiva sambandet mellan sortering och utbildningspremie kan bero på detta. Denna hypotes studeras genom en urbaniseringsvariabel som utgörs av den

³ Dessa regressionsresultat återfinns i Fernández, Guner & Knowles [2001].

Figur 3 BNP per capita och sortering



andel av ett lands befolkning som bodde i tätorter 1990 enligt varje lands rapport till Förenta Nationerna. I vårt slumpmässiga urval är det lägsta urbaniseringsstalet 4,71 (Costa Rica) och det högsta 96,5 (Belgien). Totalt sett är genomsnittsvärdet för urbanisering 73,3, med en standardavvikelse på 13,2.

En annan möjlig orsak till oro är att resultaten kan drivas av den kvinnliga delen av arbetskraften. Argumentet här skulle vara att i de länder där en större andel av kvinnorna arbetar är utbildningspremien lägre (det är oklart varför kvinnornas deltagande i arbetslivet har denna effekt) och vidare förekommer det mindre sortering då män och kvinnor med olika utbildningsbakgrund får större möjligheter att träffas (dvs på arbetsplatsen) än om kvinnorna enbart gick i skolan. Detta skulle då förklara det positiva sambandet mellan utbildningspremie och sortering. Denna möjlighet studeras genom att man inkluderar en variabel som mäter den kvinnliga andelen av arbetskraften. I det slumpmässiga urvalet (Luxemburg och Taiwan

är inte medtagna då det saknades data) är det lägsta värdet för den kvinnliga arbetskraften 27,7 (Ecuador) och det högsta 48 (Finland och Sverige) med ett genomsnitt på 39,9 och en standardavvikelse på 6,2.

En sista orsak till oro är att BNP-nivån per capita kan driva alla resultat, trots att BNP per capita är en endogen variabel i modellen. Argumentet här skulle vara att skillnaderna är större i låginkomstländer (återigen är det inte speciellt uppenbart varför detta är fallet, eventuellt är det ett argument rörande politisk instabilitet som är relaterat till BNP per capita-nivån) och att det är viktigare att inte gifta "ner sig" när inkomsten är låg än när den är hög. Därmed bör länder med låga BNP-nivåer också ha högre sorteringsnivåer. För att värdera detta argument inkluderar vi ett mått på verklig BNP per capita (dess värde 1997 från WBG) i vår regressionsanalys. Det fattigaste landet i det slumpmässiga urvalet har en verklig BNP på \$1896 (Bolivia) och det rikaste på \$21974 (Luxemburg), medan det genomsnittliga värdet för hela det slumpmässiga

urvalet är \$9897, med en standardavvikelse på \$5941.

Så som man kan förvänta sig av de ovanstående argumenten visar resultaten i Fernández, Guner & Knowles [2001] att etnisk fraktionalisering har en positiv och signifikant effekt på äktenskapsortering. Urbaniseringen har en negativ men icke-signifikant effekt på sorteringen, medan den kvinnliga andelen av arbetskraften har en negativ och signifikant effekt på äktenskapsortering. I varje specifikation (både med och utan den extra kontrollen för Latinamerika) förblir dock koefficienten för utbildningspremien positiv och signifikant även om, i de fall som rör urbanisering och BNP per capita, signifikansen faller till tioprocentsnivån när en dummy för Latinamerika inkluderas. I den regression som innehåller alla kontrollvariabler blir den positiva effekten av utbildningspremien signifikant på femprocentsnivån.

5. Slutsats

Denna artikel har undersökt sambandet mellan äktenskapsortering (dvs huruvida likar gifter sig med likar, eller ej) och inkomstojämlikhet. I en teoretisk modell där individer fattar beslut om att utbilda sig eller ej, med vem de ska bilda hushåll, hur mycket de ska konsumera och hur många barn de ska skaffa, finner vi att det finns ett positivt samband mellan sortering och ojämlikhet. Ekonomier med högre utbildningspremie kommer, enligt modellen, att kännetecknas av en högre grad av äktenskapsortering.

Vi testar denna implikation av modellen genom att undersöka hushållsenkäter från 34 länder, där vi mäter ojämlikhet och sortering på olika sätt. De empiriska resultaten stödjer den teoretiska modellens förutsägelse att det finns ett positivt samband mellan sortering och ojämlikhet och resultaten är robusta i en känslighetsanalys.

Det bör noteras att vår teoretiska mo-

dell där folk blir noggrannare i sitt val av partner då utbildningspremien höjs inte är den enda möjliga förklaringen till en positiv korrelation mellan sortering och ojämlikhet. En alternativ förklaring kan vara att individer, t ex på grund av rädsla för kriminalitet, sorterar sig mer i områden och skolor när ojämlikheten är större, vilket minskar möjligheten att träffa någon med annan utbildningsnivå. Följaktligen skulle vi observera en större korrelation mellan makars utbildning i ett ojämlikt samhälle. Återigen innebär denna förklaring att individuella, personliga, beslut kan ha betydande sociala konsekvenser.

Referenser

- Boulier, B L & Rosenzweig, M R, [1984], "Schooling, Search, and Spouse Selection: Testing Economic Theories of Marriage and Household Behavior," *Journal of Political Economy*, vol 92, s 712–732.
- Dahan, M & Gaviria, A, [1999], "Sibling Correlations and Intergenerational Mobility in Latin America," stencil.
- Fernández, R, Guner, N & Knowles, J, [2001], "Love and Money: A Theoretical and Empirical Analysis of Household Sorting and Inequality", uppsats presenterad vid CEPR/SNS Public Policy Symposium i Stockholm, 7–8 september, 2001.
- Ghez, G R & Becker, G S, [1975], *The Allocation of Time and Goods over the Life Cycle*, National Bureau of Economic Research.
- Lam, D, [1988], "Marriage Markets and Assortative Mating with Household Public Goods: Theoretical Results and Empirical Implications," *Journal of Human Resources*, vol 23, s 462–487.
- Mare, R D, [1991] "Five Decades of Educational Assortative Mating," *American Journal of Sociology*, vol 56, s 15–32.
- Smith, J, Ultee, W & Lammers, J, [1998], "Educational Homogamy in 65 Countries: An Explanation of Differences in Openness Using Country-Level Explanatory Variables," *American Sociological Review*, vol 63, s 264–285.