

SESSANTA ANNI DI ISTRUZIONE SCOLASTICA IN ITALIA¹

Daniele Checchi, Carlo Fiorio e Marco Leonardi (Università degli Studi di Milano)
Settembre 2006

Il dettato costituzionale italiano (negli art.3 e art.34)² prevede la “rimozione degli ostacoli di ordine economico e sociale” e che “i capaci e meritevoli, anche se privi di mezzi, hanno diritto di raggiungere i gradi più alti degli studi”. In questo articolo traduciamo operativamente la verifica di questi impegni con due proposizioni:

- (a) verificare se si è realizzata una riduzione della disuguaglianza nei livelli di scolarità conseguiti da persone della medesima coorte e del medesimo territorio, come una misura del risultato ottenuto in termini di uguaglianza;
- (b) verificare se si è realizzata una riduzione dell’impatto del background familiare nelle scelte scolastiche, come una misura della maggiore uguaglianza di opportunità.

A titolo esemplificativo, immaginiamo una società fittizia popolata da due gruppi di individui (per esempio capitalisti e lavoratori, oppure bianchi e neri). In questa società i figli riproducono esattamente la situazione dei loro genitori. Il primo gruppo in media ha una quantità di risorse doppia rispetto al secondo gruppo. Se si riduce questo divario, aumenta l’uguaglianza delle risorse, ma non quella delle opportunità, perché un figlio di una famiglia del primo gruppo continua a godere di un vantaggio relativamente ad un figlio di una famiglia del secondo gruppo. Ma vale anche la situazione opposta: immaginiamo che ad ogni generazione si cambi di gruppo (cioè i figli di un gruppo nascono come appartenenti all’altro gruppo). La disuguaglianza complessiva non cambia, mentre cresce fortemente l’uguaglianza delle opportunità.³

Al termine di queste analisi empiriche riteniamo di poter rispondere alla domanda sulla effettiva attuazione o meno del dettato costituzionale, in riferimento al conseguimento scolastico, indipendentemente dall’essere “privo di mezzi”. In particolare al punto (a), attraverso la stima del coefficiente di Gini sul livello di istruzione di individui appartenenti ad una stessa coorte, constatiamo una effettiva riduzione dell’importanza del background familiare che si è tradotta in una maggiore uguaglianza dei livelli di scolarità nella popolazione di una stessa coorte. Per contro al punto (b), attraverso l’analisi della correlazione tra il livello di istruzione del figlio e dei genitori per diverse coorti di nascita, verificiamo che, al netto di una crescita generalizzata dei livelli di istruzione, non si è verificato un aumento delle opportunità di accesso anche per i figli di genitori meno istruiti.

¹ Contributo al volume monografico della Rivista di Politica Economica su I 60 ANNI DELLA COSTITUENTE. REGOLE ED ISTITUZIONI PER L’ECONOMIA, curato da Gustavo Piga e Mauro Marè.

² Recita l’art. 3: “Tutti i cittadini hanno pari dignità sociale e sono eguali davanti alla legge, senza distinzione di sesso, di razza, di lingua, di religione, di opinioni politiche, di condizioni personali e sociali. È compito della Repubblica rimuovere gli ostacoli di ordine economico e sociale, che, limitando di fatto la libertà e l’eguaglianza dei cittadini, impediscono il pieno sviluppo della persona umana e l’effettiva partecipazione di tutti i lavoratori all’organizzazione politica, economica e sociale del Paese.” Recita poi l’art. 34: “La scuola è aperta a tutti. L’istruzione inferiore, impartita per almeno otto anni, è obbligatoria e gratuita. I capaci e meritevoli, anche se privi di mezzi, hanno diritto di raggiungere i gradi più alti degli studi. La Repubblica rende effettivo questo diritto con borse di studio, assegni alle famiglie ed altre provvidenze, che devono essere attribuite per concorso”.

³ In termini più tecnici, stiamo discutendo della relazione tra uguaglianza e mobilità. In linea di principio la correlazione tra queste due misure può essere sia positiva che negativa. Si vedano Maoz e Moav 1999 and Hassler et al. 2006. L’analisi sociologica tende ad individuare una correlazione positiva tra i due concetti (Esping-Andersen 2006).

2. Fonti dei dati

Per la verifica delle proposizioni appena illustrate occorrono dei dati relativi alla distribuzione della scolarità nella popolazione italiana, in riferimento alle diverse generazioni che si sono succedute dal secondo dopoguerra. A questo scopo sarebbero sufficienti di dati censuari. Tuttavia, al fine di poter analizzare l'impatto del background familiare, occorre anche poter conoscere tale informazione per ciascuna persona presente nel campione. Purtroppo nel caso italiano tali informazioni sono presenti in poche fonti di dati.

Allo scopo di sfruttare la massima dimensione campionaria, noi abbiamo scelto di utilizzare diverse *waves* dell'indagine sui bilanci delle famiglie italiane condotte dalla Banca d'Italia (d'ora innanzi, IBF). Le IBF sono indagini campionarie realizzate approssimativamente ogni due anni dalla Banca d'Italia, su un campione rappresentativo della popolazione delle famiglie italiane. A partire dal 1993 le IBF contengono anche una sezione dedicata a tutti i capifamiglia e ai loro coniugi nella quale vengono richieste alcune informazioni sui rispettivi genitori (tra cui, titolo di studio conseguito, tipologia di occupazione e settore di occupazione), quando essi avevano la medesima età degli intervistati. Tale informazione può quindi essere utilizzata per analizzare la correlazione tra titolo di studio conseguito dagli intervistati e quello conseguito dai loro genitori. Per tale analisi, abbiamo provveduto ad effettuare l'aggregazione delle sei *waves* dell'IBF disponibili a partire dal 1993 e fino al 2004. Ciascuna di queste indagini contiene circa 8.000 interviste familiari, tuttavia il data set finale da noi ottenuto risulta di circa 45.000 famiglie poichè abbiamo eliminato le osservazioni ripetute dovute alla componente longitudinale (panel) presente nelle IBF a partire dal 1989, per evitare di contare più di una volta i medesimi individui.⁴ Tuttavia, quando analizziamo la distribuzione dei livelli di scolarità conseguiti, e misuriamo la disuguaglianza negli stessi, il campione è stato ristrutturato per considerare genitori e figli come osservazioni distinte.

Abbiamo quindi costruito due diversi dataset per studiare rispettivamente i punti (a) e (b) precedenti. Per il punto (a) il dataset è costruito su base individuale e genitori e figli sono osservazioni distinte. Per il punto (b) il dataset è costruito su base familiare e permette di mettere in relazione il livello d'istruzione dei padri e dei figli. Entrambi i dataset sono organizzati in coorti di cinque anni a partire dal 1915 a seconda della data di nascita del figlio, nel caso del data set familiare, o della data di nascita del singolo individuo, nel caso del data set individuale.

3. Risultati empirici

Punto (a): declino della dispersione nei livelli di scolarità della popolazione.

L'istruzione media degli italiani è significativamente cresciuta nel corso degli anni, a partire dall'inizio del secolo scorso. Come mostra la Tabella 1, oltre il 30% delle coorti nate tra il 1915 e il 1919 non aveva alcun titolo di studio, oltre il 52% si fermava alle elementari e solo il 2% possedeva una laurea. Nel corso del secolo la quota di cittadini privi di un titolo di studio si è andato rapidamente riducendo, divenendo inferiore al 9% a partire dalle coorti nate tra il 1940 e il 1944, le prime a beneficiare dell'introduzione dalla Costituzione repubblicana.

⁴ Nel presente lavoro utilizziamo esclusivamente la componente *cross-section* poichè la limitata dimensione campionaria del panel non consente stime statisticamente significative dei modelli considerati. Nel caso in cui una famiglia sia stata intervistata più volte nelle IBF, abbiamo considerato le informazioni sui genitori fornite nella prima intervista, nell'ipotesi che con il passare degli anni la probabilità di ricordare correttamente l'istruzione dei propri genitori non possa che diminuire. Abbiamo invece considerato l'ultima intervista fornita per valutare il livello di istruzione del capofamiglia e dell'eventuale coniuge, per includere le famiglie in cui il capofamiglia o il coniuge non avevano completato ciclo di istruzione nelle interviste precedenti.

La Tabella 1 mostra inoltre come sia costantemente aumentato il numero di anni medi di istruzione nella popolazione. Nei primi anni del secolo scorso vi è stata una tendenza crescente a conseguire almeno il titolo di studio elementare fino alle coorti nate nel 1930-1934. Quando oltre la metà degli individui riusciva a conseguire la licenza elementare, l'obiettivo di istruzione minimo si è spostato verso la licenza media. La proporzione di coloro che hanno conseguito il titolo di studio di media inferiore, divenuto obbligatorio a partire dalla riforma del 1962, è risultato crescente fino alle coorti nate nel 1960-1964, per poi passare anch'esso alla fase decrescente. Le coorti più giovani mostrano un'ulteriore spostamento verso un titolo di studio superiore. Nell'ultima coorte disponibile, oltre il 50% ha conseguito almeno il diploma di scuola superiore e oltre il 10% la laurea. È ragionevole attendersi che i dati futuri mostreranno un tendenza decrescente a fermarsi al diploma di scuola superiore ed una maggiore frequenza del conseguimento della laurea.

Tabella 1: Ultimo titolo di studio conseguito per coorte di nascita

| coorte | senza titolo | licenza elementare | licenza media | diploma 3-5 anni | laurea | anni medi di istruzione |
|---------|--------------|--------------------|---------------|------------------|--------|-------------------------|
| 1915-19 | 31.40% | 52.10% | 9.30% | 5.20% | 2.00% | 4.39 |
| 1920-24 | 25.90% | 53.90% | 10.70% | 6.90% | 2.60% | 4.92 |
| 1925-29 | 21.80% | 53.50% | 13.40% | 8.80% | 2.50% | 5.34 |
| 1930-34 | 19.00% | 54.20% | 15.60% | 8.70% | 2.50% | 5.54 |
| 1935-39 | 12.80% | 52.10% | 19.70% | 12.20% | 3.20% | 6.34 |
| 1940-44 | 8.20% | 46.10% | 24.50% | 16.90% | 4.30% | 7.24 |
| 1945-49 | 5.00% | 36.00% | 28.90% | 22.80% | 7.30% | 8.39 |
| 1950-54 | 2.70% | 24.20% | 33.70% | 29.30% | 10.10% | 9.53 |
| 1955-59 | 1.10% | 14.10% | 35.40% | 38.70% | 10.70% | 10.49 |
| 1960-64 | 0.80% | 7.50% | 40.20% | 41.60% | 9.90% | 10.78 |
| 1965-69 | 0.70% | 6.00% | 38.90% | 43.60% | 10.80% | 11.02 |
| 1970-74 | 0.90% | 5.30% | 37.60% | 44.60% | 11.60% | 11.16 |
| 1975-79 | 0.30% | 2.80% | 36.00% | 50.80% | 10.10% | 11.44 |

Ma quale effetto ha avuto l'aumento della media sulla dispersione degli anni medi di istruzione? Possiamo affermare che l'aumento degli anni di istruzione è stato accompagnato anche da una diminuzione delle disuguaglianze in termini di istruzione? La domanda non è pleonastica, perché data una disuguaglianza iniziale essa può aumentare o diminuire a seconda che la quota di chi non ha istruzione diminuisca più o meno velocemente della quota di chi ha una laurea.

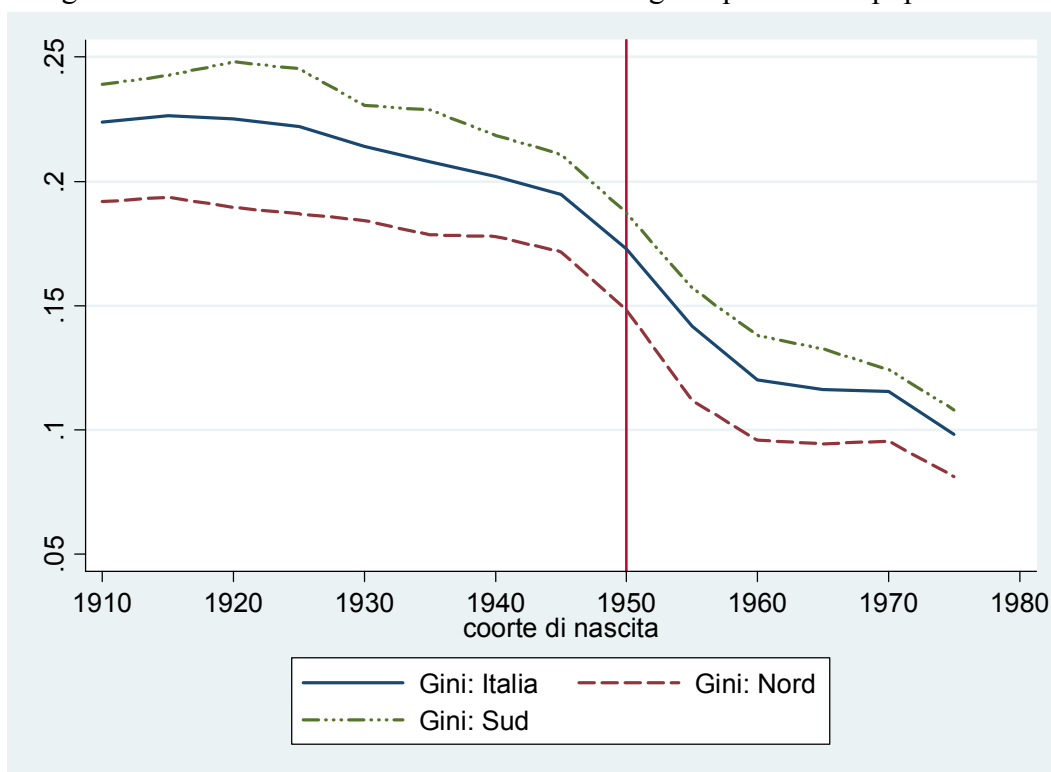
Per rispondere a questa domanda abbiamo stimato l'indice di Gini sugli anni di studio necessari per conseguire uno specifico titolo di studio in ciascuna delle coorti di nascita considerate. L'utilizzo dell'indice di Gini è motivato da due ordini di ragioni, legate alle caratteristiche della variabile considerata. Innanzitutto, la variabile "titolo di studio" è una variabile ordinale, in secondo luogo, tale variabile presenta una media crescente ed è limitata superiormente (il titolo di studio massimo è la laurea). Per il primo ordine di problemi è necessario usare una misura basata sull'ordinamento di Lorenz, per il secondo una misura di disuguaglianza relativa.⁵ L'indice di Gini è un indice di disuguaglianza relativa basata sull'ordinamento di Lorenz.

La Figura 1 mostra l'indice di Gini del più alto titolo di studio conseguito da ciascun individuo nel campione, calcolato utilizzando il data set costruito su base individuale ovvero dove genitori e figli costituiscono osservazioni indipendenti. La figura mostra come la dispersione nei livelli di scolarità della popolazione sia significativamente diminuita nel corso del tempo. Non si tratta ovviamente di un fatto sorprendente, dal momento che la variabile considerata è limitata superiormente e che vi è

⁵ Per una discussione sugli effetti della scelta di un indice di disuguaglianza relativa o assoluta per misurare la disuguaglianza di istruzione, si veda Checchi, 2001.

stato un aumento del grado medio della scolarizzazione nella popolazione. Tuttavia la figura mostra anche una accentuazione del declino a seguito della riforma della scuola media unica nel 1962 che ha coinvolto le generazioni nate dopo il 1950, (evidenziate con una linea verticale in Figura 1), e un secondo accenno di declino con l'ondata di scolarizzazione superiore degli anni '70 che ha coinvolto le coorti nate dopo il 1960. Tale trend decrescente è presente anche considerando i sotto campioni per aree geografiche (Nord e Sud). Tuttavia è interessante notare che, per quanto decrescente, il divario di dispersione tra nord e sud del paese rimane consistente anche nelle ultime coorti considerate, ovvero non si nota alcuna tendenza alla convergenza nei livelli di disuguaglianza. Se quest'ultima fosse dovuta esclusivamente alle generazioni più anziane (per esempio a causa della maggior prevalenza di una struttura produttiva industriale nel nord e agricola nel sud), ci saremmo aspettati una riduzione del divario man mano che queste stesse generazioni fossero uscite di scena. Tuttavia, nel meridione italiano permane una quota di popolazione che non riesce nemmeno a completare l'obbligo scolastico, fenomeno invece quasi scomparso nel settentrione. Per costoro quindi il dettato costituzionale rimane ancora una chimera.

Figura 1: Indice di Gini su titolo di studio conseguito per l'intera popolazione.

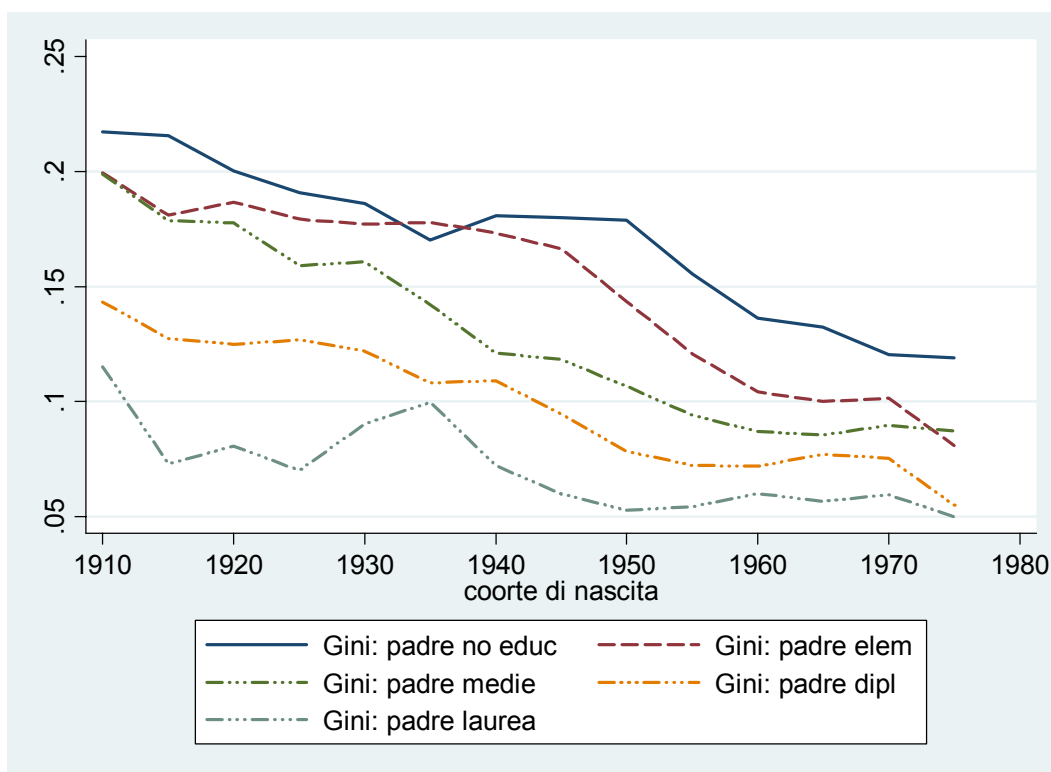


Al fine di verificare se la diminuzione della disuguaglianza nei livelli di istruzione raggiunti sia uniforme a tutti gli individui indipendentemente dalla loro famiglia di provenienza, in Figura 2 calcoliamo l'indice di Gini per gruppi di popolazione determinati secondo l'istruzione del padre. In essa notiamo che la disuguaglianza nei titoli di studio tra individui di una stessa coorte è molto diversa a seconda dell'istruzione dei rispettivi padri. Mentre essa è molto bassa per i figli di genitori laureati, in quanto molto probabilmente essi conseguono normalmente a loro volta livelli elevati di istruzione, essa è molto più alta nei figli dei genitori senza titolo di studio. Questo ci dice che sono questi ultimi che hanno maggiormente beneficiato, in termini relativi, della crescente scolarizzazione che ha interessato la società italiana nell'arco di tempo considerato.

Permane comunque un significativo differenziale tra figli di genitori non istruiti e figli di genitori laureati anche tra le coorti più recenti. Almeno visivamente, la disuguaglianza nei titoli di studio

all'interno di gruppi omogenei costituiti dall'istruzione dei genitori (*within-group inequality*, che corrisponde all'altezza sull'asse delle ascisse di ciascuna curva) è diminuita nel corso del tempo più di quanto non sia diminuita la disuguaglianza tra gli stessi gruppi (*between-group inequality*, che corrisponde alla distanza verticale tra le curve), che rimane lontana dalla completa convergenza anche per le ultime coorti considerate. Questo ci suggerisce che persiste una correlazione significativa tra istruzione dei genitori ed istruzione dei figli, l'oggetto di indagine del prossimo paragrafo.

Figura 2: Indice di Gini su titolo di istruzione conseguito condizionato all'istruzione del padre.



Punto (b): riduzione dell'impatto medio del background familiare nelle scelte scolastiche

In figura 2 abbiamo già notato come il conseguimento dell'istruzione sia differenziato a seconda del livello di istruzione dei genitori. Esiste una vastissima letteratura che studia le ragioni di questa dipendenza, cui corrisponde specularmente una correlazione tra reddito dei figli e reddito dei genitori.⁶ Ci limitiamo a citare che tra le ragioni di questa correlazione sono state considerate la trasmissione genetica, l'accesso all'istruzione pre-primaria, l'attenzione dei genitori ai risultati scolastici dei figli, la disponibilità economica, la stimolazione culturale extra-scolastica, i modelli di ruolo ed il successo lavorativo dei genitori. Non potendo scendere così nel dettaglio, a causa dell'assenza di informazioni retrospettive sui soggetti del nostro campione, ci siamo limitati all'analisi dell'impatto (medio) esercitato dal background familiare (che approssimiamo con l'istruzione dei genitori) sulle scelte scolastiche dei figli. Tale strategia di indagine è criticabile da molti punti di vista. L'istruzione dei genitori rappresenta una misura inadeguata del background familiare, in quanto rende poco conto della possibile presenza di vincoli di liquidità, così come della dotazione di risorse culturali extrascolastiche. Essa inoltre trascura effetti ambientali e la possibile

⁶ Tra i contributi più recenti si vedano Solon 2002 e 2004, Heckman e Krueger 2003 e Corak 2005. Per una rassegna, principalmente centrata sull'evidenza nord-americana, si veda Solon 1999.

presenza di effetti “pari” (*peer effect*) che possono accelerare o ritardare la formazione individuale. Altrettanto importanti possono essere gli effetti delle risorse scolastiche nella formazione degli individui, che qui altrettanto trascuriamo.

Purtroppo noi non sappiamo dove gli individui del nostro campione siano nati, dove siano andati a scuola, che scuole abbiano fatto, chi siano stati i loro compagni di scuola, quale fosse il reddito dei loro genitori, e non possiamo quindi approfondire tutti questi aspetti. Tuttavia riteniamo che esista un valore informativo nell’analisi della correlazione intergenerazionale nei livelli di istruzione, che parzialmente sussume tutti questi aspetti cui si è fatto cenno. Per questi motivi per ogni coorte del nostro campione a base familiare, abbiamo stimato un semplice processo autoregressivo in cui l’istruzione di una generazione è regredita sull’istruzione della generazione precedente della medesima famiglia. L’equazione base stimata è la seguente ⁷

$$S_i^c = \alpha + \beta S_i^p + \varepsilon_i \quad (1)$$

dove il grado di istruzione dei genitori è indicato con S_i^p e quello dei figli con S_i^c , mentre l’indice i si riferisce alla famiglia; ε infine rappresenta una componente idiosincronica. Focalizziamo la nostra attenzione sulla stima di β per le diverse coorti, in quanto dalla sua evoluzione temporale vogliamo inferire se si sia verificata una maggiore opportunità di accesso all’istruzione anche delle classi sociali più basse. È chiaro infatti che il parametro β può essere pensato come una misura della disuguaglianza nelle opportunità di accesso: un suo valore elevato implica che le scelte scolastiche individuali sono fortemente condizionate dall’ambiente familiare, mentre un suo valore nullo implicherebbe che le stesse scelte non siano influenzate dal contesto familiare.

Prima di procedere all’analisi empirica vogliamo dare una rapida scorsa ai problemi econometrici connessi alla stima dell’equazione (1), per come emergono dalla letteratura internazionale in tema. Una rassegna della letteratura sulla trasmissione intergenerazionale dell’istruzione di Bob Haveman and Barbara Wolfe (1995) conclude che l’istruzione dei genitori è il fattore più importante per spiegare il successo dei figli a scuola. La domanda che pervade questa letteratura è la seguente: la ragione di una elevata correlazione tra istruzione dei genitori e quella dei figli è che genitori più abili generano figli più abili (*nature*), oppure che genitori con una maggiore istruzione hanno anche più risorse con cui dotare i figli di un ambiente migliore per gli studi (*nurture*)? La domanda è particolarmente importante per le conclusioni di policy in quanto se la ragione della correlazione tra istruzione dei figli e istruzione dei genitori fosse soltanto la trasmissione genetica dell’abilità individuale, allora ci sarebbe ben poco spazio per le politiche pubbliche. Le conclusioni della letteratura non sono univoche; ai nostri fini ci basta richiamare che diversi lavori concludono che almeno parte della trasmissione intergenerazionale dell’istruzione sia dovuta alle maggiori risorse di cui godono genitori più istruiti, e che quindi ci sia possibilità di un intervento pubblico.

Dal punto di vista econometrico una stima che utilizza la tecnica dei minimi quadrati ordinari (OLS) dell’equazione (1) è potenzialmente distorta in quanto esistono due importanti variabili omesse. La prima è l’abilità dei genitori, la seconda è la capacità educativa dei genitori (o più in generale il tempo dedicato ai figli). Solo se nessuna di queste due variabili condiziona direttamente l’istruzione dei figli oppure se nessuna delle due variabili è correlata con l’istruzione dei genitori,

⁷ In questa equazione trascuriamo sia la questione che i genitori possono scegliere il proprio partner sulla base del livello di istruzione (il cosiddetto *assortative mating*, che tenderebbe a rafforzare l’impatto dell’istruzione genitoriale) sia il fatto che ci possa essere un *trade off* tra quantità e qualità dei figli, sempre legato all’istruzione dei figli (per cui genitori più istruiti tenderebbero a generare meno figli per investire qualitativamente di più nella loro formazione)

allora possiamo considerare la stima di β come non distorta. Tuttavia ci sono molteplici ragioni per cui l'abilità dei genitori possa essere correlata sia con la loro stessa istruzione (per esempio in quanto individui più abili hanno minori costi in termini di sforzo di apprendimento) sia con l'istruzione dei loro figli (per via della possibile trasmissione genetica delle capacità intellettuali). Per altro, esistono molteplici ragioni per cui la capacità educativa dei genitori possa essere correlata sia con la loro istruzione (per esempio genitori laureati potrebbero avere migliori capacità a comprendere le problematiche di un figlio che studia all'università) sia con l'istruzione dei figli (maggiore è il tempo dedicato a seguire lo studio dei figli, maggiore sarà la loro probabilità di conseguimento finale di istruzione).⁸

Un secondo problema di natura econometrica è quello della interpretazione in senso causale della relazione (1). Se riscontriamo correlazione positiva tra istruzione dei genitori ed istruzione dei figli, questa può essere dovuta esclusivamente ad un legame genetico (genitori più abili, e quindi più istruiti, generano figli più abili, e quindi al loro volta più istruiti), che non rappresenta un effetto causale (aumentando artificialmente l'istruzione di un genitore non si produce un aumento nell'istruzione del corrispondente figlio). Per tentare di identificare la relazione causale tra il grado di istruzione dei genitori S_i^p e quella dei figli S_i^c , la letteratura ha adottato tipicamente tre strategie che utilizzano variazioni esogene (variabili strumentali) dell'istruzione dei genitori: (1) ha usato campioni di genitori gemelli con differente grado di istruzione (in questo modo eliminando l'effetto dell'abilità dei genitori); (2) ha usato campioni di famiglie con figli adottivi (in questo modo eliminando la trasmissione genetica dell'abilità); (3) infine ha usato le riforme dell'istruzione obbligatoria che allungano l'età dell'obbligo scolastico a partire da una determinata coorte e quindi condizionano "esogenamente" il grado di istruzione di diverse coorti di genitori. In generale le stime di β ottenute con variabili strumentali tendono ad essere più basse rispetto a quelle ottenute con i minimi quadrati ordinari.⁹

In questo articolo non disponiamo dei dati adatti ad usare tecniche di variabili strumentali, quindi le stime di β che presentiamo possono avere un'interpretazione solo descrittiva e non di tipo causale. Tuttavia questo non è necessariamente un problema drammatico, in quanto ci concentriamo sui cambiamenti nel tempo dello stesso coefficiente β . Se presumiamo che le ragioni di una possibile distorsione del coefficiente stimato non siano cambiate nel corso del tempo, la nostra interpretazione del declino del coefficiente nel tempo si mantiene corretta.¹⁰

⁸ Se indichiamo come h_i^p e f_i^p le variabili omesse dall'equazione (1) (rispettivamente l'abilità dei genitori e la loro capacità educativa), l'equazione (1) nella sua versione corretta diventa $S_i^c = \alpha + \beta S_i^p + \gamma h_i^p + \delta f_i^p + \varepsilon$. Si dimostra allora che la distorsione della stima OLS di β è data da $\text{plim}\beta_{OLS} = \beta + \gamma \text{cov}(S, h) / \text{Var}(S) + \delta \text{cov}(S, f) / \text{Var}(S)$. Non è in generale possibile determinare il segno della distorsione, e quindi indicare se la stima OLS sia un limite superiore o inferiore in quanto il segno della covarianze è a priori ignoto.

⁹ I più recenti esempi di tecniche a variabili strumentali del tipo (1) e (2) sono ad esempio: Behrman e Rosenzweig (2002), Bjorklund, Lindahl e Plug (2006), Black, Devereux e Salvanes (2005), Dearden, Machin e Reed (1997), Plug (2004), Plug e Vijverberg (2003), Sacerdote (2002). Gli esempi della tecnica (3) sono: Chevalier (2004), Oreopoulos, Page, e Huff-Stevens (2006).

¹⁰ In via illustrativa come stima a variabili strumentali di β , possiamo usare la riforma della scuola media obbligatoria nel 1962 (non per ogni coorte separatamente ma aggregando tutte le coorti). Una limitazione di questo strategia è che la riforma si applicò indifferentemente in tutto il territorio nazionale e quindi non c'è variazione tra genitori appartenenti alla stessa coorte. La stima OLS di β dell'equazione (1) ottenuta aggregando tutte le coorti è $\beta_{OLS} = 0.548$. Se stimiamo l'equazione (1) usando come strumenti per l'istruzione del padre S_i^p la riforma dell'obbligo scolastico del 1962 che colpì solo le coorti nate dopo il 1950 (cioè definiamo una dummy reform =1 se coorte ≥ 1950) e l'istruzione dei nonni, otteniamo $\beta_{IV} = 0.540$. È quindi possibile che il profilo temporale di β in Figura 3 sia da traslare verso il basso.

Procediamo ora alla stima dell'equazione (1) con i dati a nostra disposizione, separatamente per le 13 coorti quinquennali. In questa analisi misuriamo l'istruzione dei genitori S_i^p e quella dei figli S_i^c non come variabili ordinali relative al titolo di studio conseguito, bensì come anni di studio, imputando rispettivamente i valori 5, 8, 13, 18 ai titoli di “licenza elementare”, “licenza media”, “diploma di maturità”, “laurea”. Il coefficiente stimato β per ogni coorte è rappresentato graficamente in Figura 3, dove mostriamo tale coefficiente quando consideriamo come variabile indipendente l'istruzione del padre, quella della madre, oppure l'istruzione più elevata tra quella del padre e quella della madre. I risultati mostrano una chiara riduzione del coefficiente di trasmissione intergenerazionale dell'istruzione tra genitori e figli. Il coefficiente di trasmissione tra madre a figlio risulta maggiore di quello tra padre a figlio (coerentemente con le stime OLS di gran parte della letteratura), anche se si nota una convergenza, con ogni probabilità dovuta alla convergenza nel tempo dell'istruzione conseguita dalle madri e dei padri (vedi Tabella 2 che riporta gli anni di istruzione medi di madri e padri di diverse coorti).

La Tabella 3 mostra le stime del coefficiente β per ogni coorte e separatamente per padri e madri. Per la coorte nata tra il 1910 e il 1915, il coefficiente stimato indica che ogni anno in più di istruzione del padre è associato ad un aumento degli anni di istruzione del figlio pari a 0.66 anni e per la madre è pari a 0.79. Tale coefficiente diminuisce progressivamente fino a divenire circa 0.31 per entrambi i genitori nella coorte nata tra il 1975 e il 1980.

Figura 3 – Coefficiente di correlazione tra istruzione del figlio e misure alternative di background.

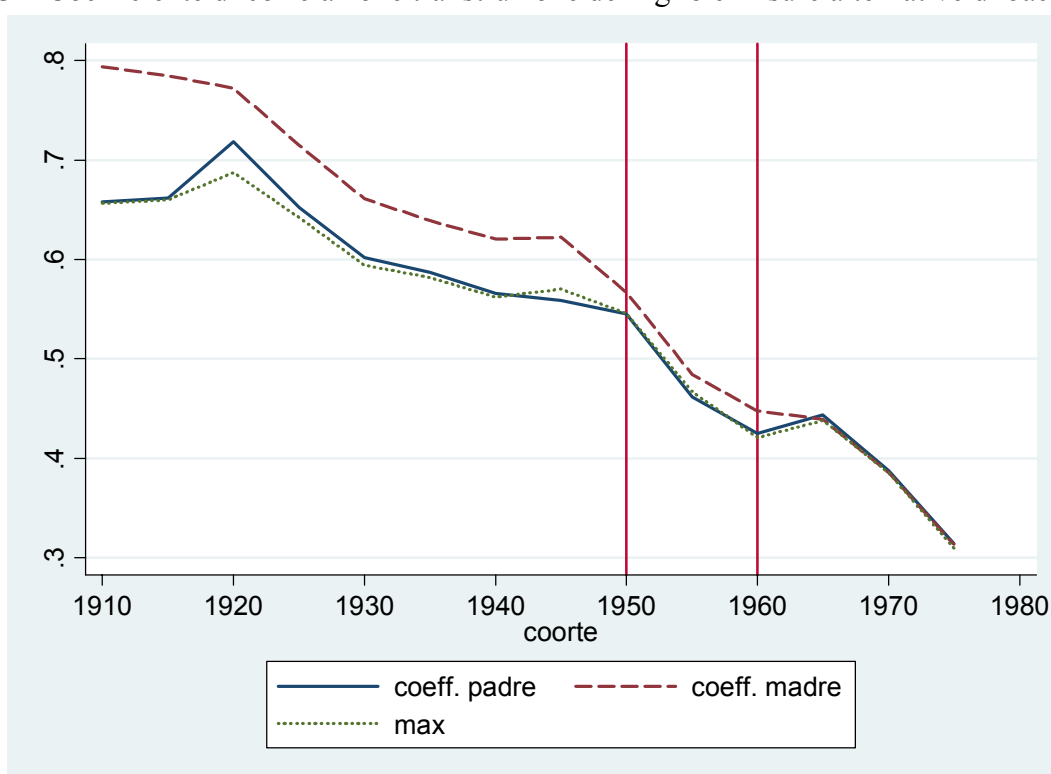


Tabella 2: Anni medi di istruzione dei genitori per coorte di nascita del figlio

| Coorte | Media padre | Media madre |
|--------|-------------|-------------|
| 1910 | 2.28 | 1.64 |
| 1915 | 2.36 | 1.69 |
| 1920 | 2.55 | 2.08 |
| 1925 | 3.06 | 2.48 |
| 1930 | 3.34 | 2.72 |
| 1935 | 3.70 | 3.06 |
| 1940 | 4.23 | 3.56 |
| 1945 | 4.56 | 3.86 |
| 1950 | 4.99 | 4.27 |
| 1955 | 5.26 | 4.54 |
| 1960 | 5.90 | 5.10 |
| 1965 | 6.32 | 5.67 |
| 1970 | 6.83 | 6.38 |
| 1975 | 7.44 | 6.96 |

Tabella 3: Coefficiente di regressione tra anni studio figlio e anni studio padre o madre.

| | Padre | Madre |
|----------------------------------|----------|----------|
| (coorte 1910)*anni istr genitore | 0.658*** | 0.794*** |
| (coorte 1915)*anni istr genitore | 0.662*** | 0.785*** |
| (coorte 1920)*anni istr genitore | 0.719*** | 0.772*** |
| (coorte 1925)*anni istr genitore | 0.652*** | 0.715*** |
| (coorte 1930)*anni istr genitore | 0.602*** | 0.661*** |
| (coorte 1935)*anni istr genitore | 0.587*** | 0.639*** |
| (coorte 1940)*anni istr genitore | 0.566*** | 0.621*** |
| (coorte 1945)*anni istr genitore | 0.559*** | 0.622*** |
| (coorte 1950)*anni istr genitore | 0.545*** | 0.567*** |
| (coorte 1955)*anni istr genitore | 0.462*** | 0.484*** |
| (coorte 1960)*anni istr genitore | 0.425*** | 0.448*** |
| (coorte 1965)*anni istr genitore | 0.444*** | 0.439*** |
| (coorte 1970)*anni istr genitore | 0.388*** | 0.386*** |
| (coorte 1975)*anni istr genitore | 0.315*** | 0.313*** |
| Osservazioni | 45057 | 45359 |
| R ² | 0.873 | 0.866 |

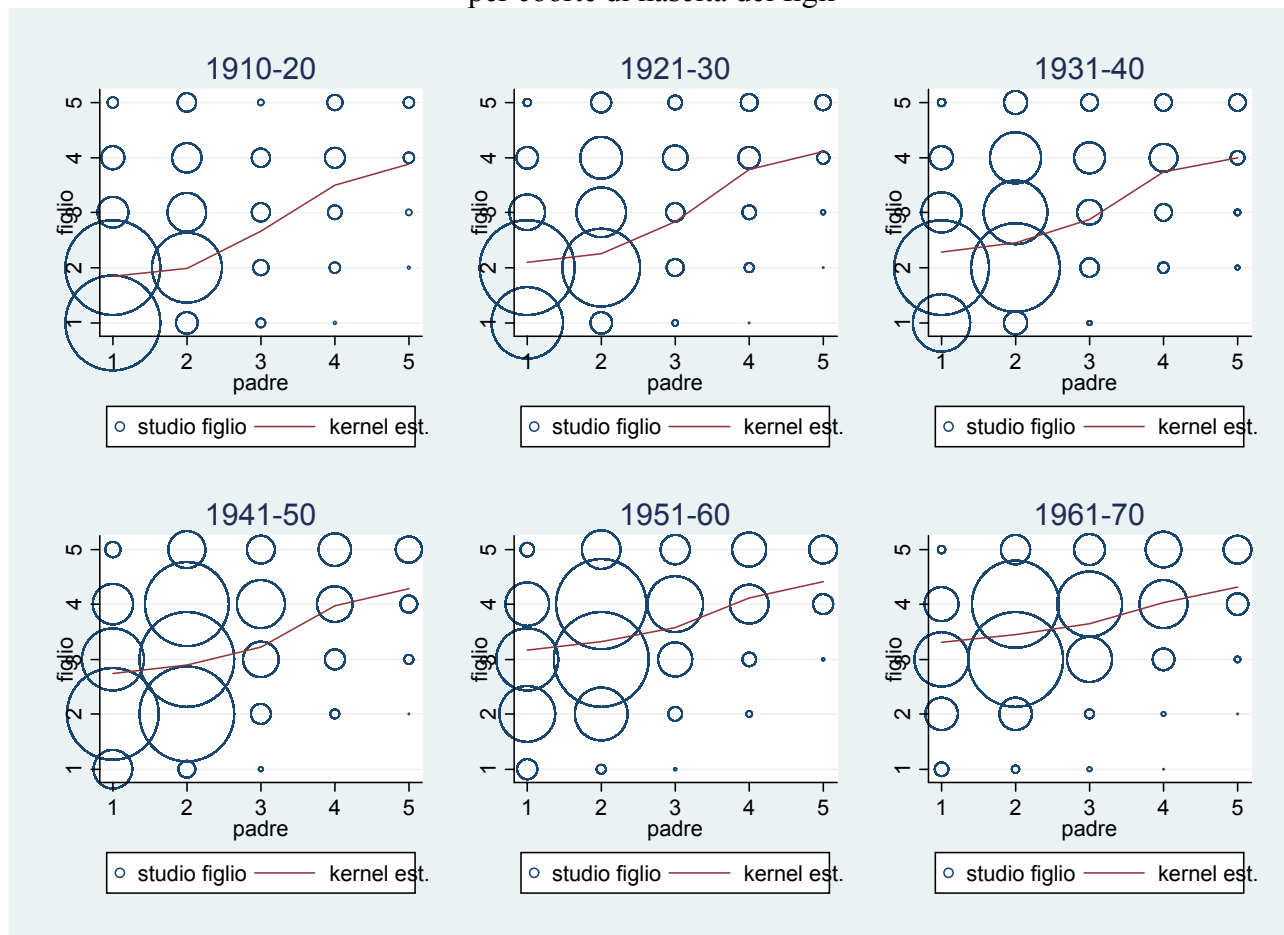
Note: *** significativo al 1%. Controlli: area di residenza e sesso del figlio

Abbiamo cercato di approfondire le ragioni di questo declino del coefficiente β . In figura 4 abbiamo riportato la distribuzione congiunta di scolarità dei padri e scolarità dei figli, in quanto l'area di ciascun punto corrisponde alla numerosità relativa nel campione.¹¹ Nello stesso grafico abbiamo anche sovrapposto una stima non-parametrica della correlazione tra le due variabili. Dall'analisi del grafico si nota l'emergere di una qualche non-linearità nella relazione intergenerazionale, specialmente nelle coorti iniziali. Come l'analisi teorica suggerisce (Galor e Zeira 1993, Corak 2005), l'esistenza di una relazione non lineare individua due stati stazionari verso cui tende la distribuzione della popolazione nel tempo: un equilibrio caratterizzato da bassa scolarità padri-figli ed un secondo equilibrio con alta scolarità, sempre nella coppia padri-figli. Questa sembra essere la configurazione caratteristica dell'Italia pre-seconda guerra mondiale, che tuttavia tende a scomparire per le generazioni più recenti. Quando analizziamo la coorte più giovane del nostro campione, nata nel decennio 1961-70, dove l'addensamento maggiore si individua nel gruppo "padre con licenza elementare"- "figlio con licenza media o con diploma maturità", notiamo

¹¹ I valori sugli assi hanno la seguente corrispondenza: 1=senza titolo; 2=licenza elementare; 3=licenza media inferiore; 4=diploma maturità; 5=laurea.

che la relazione intergenerazionale si sdraia e diviene rettilinea, individuando un equilibrio di lungo periodo in corrispondenza del gruppo “padre con diploma maturità”-“figlio con diploma maturità”.¹² Questo ci suggerisce che la diminuzione della persistenza intergenerazionale nei livelli di scolarità sia associata ad un innalzamento della scolarità nel lungo periodo, anche se non sia possibile individuare in che direzione vada la causalità tra i due fenomeni.

Figura 4 – Stima non parametrica della correlazione tra istruzione del padre e istruzione del figlio, per coorte di nascita dei figli



Fino ad ora abbiamo considerato la persistenza intergenerazionale nella media della popolazione. Tuttavia noi siamo interessati alle differenze all'interno della stessa. Per questo motivo passiamo ora a considerare le differenze relative tra gruppi.

Punto (b1): le disuguaglianze in termini di opportunità tra differenti background non sono diminuite

La Figura 3 e la Tabella 3 hanno messo in luce la diminuzione nel tempo del coefficiente di correlazione tra l'istruzione del figlio e l'istruzione del padre. Il coefficiente suggerisce che, al di là di eventi casuali individuali, in media i figli di genitori con diverso grado di istruzione tendono a convergere verso un unico grado di istruzione medio: questo significa che i figli di genitori con

¹² Nonostante l'evidente semplificazione dovuta a variabili non continue, se si interpreta la figura 4 come descrittiva di una equazione alle differenze del primo ordine del tipo $S_{t+1} = \alpha + \beta S_t$, essa presenta un equilibrio di lungo periodo in $\bar{S} = \frac{\alpha}{1-\beta}$, che corrisponde all'intersezione della retta con la bisettrice, in un grafico analogo ai quadri della figura 4.

basso grado di istruzione tendono ad accrescere la loro istruzione più di quanto non accada ai figli di genitori più istruiti. Tuttavia questa è una misura media, che può nascondere differenze a seconda del grado di istruzione del padre.

Schizzerotto e Barone (2006) mostrano come le diseguaglianze assolute in termini di scolarità dell'obbligo si siano attenuate quando si consideri la classe sociale di provenienza. Tuttavia lo stesso fenomeno non si registra quando si considerino il conseguimento dell'istruzione post-obbligatoria (diploma di maturità o laurea). In linea con la maggioranza della letteratura sociologica in tema, essi interpretano questa evidenza come il risultato di un declino delle diseguaglianze assolute ed di un mantenimento delle diseguaglianze relative.¹³ Abbiamo provato a verificare se lo stesso fenomeno si mantenga anche nel nostro campione. Non disponendo tuttavia di informazioni dettagliate sulle occupazioni ricoperte dai genitori (sulla base delle quali viene normalmente individuata l'appartenenza ad una specifica classe sociale), noi valuteremo l'origine a partire dalla scolarità posseduta dai genitori. A differenza inoltre di quanto mostrato da Schizzerotto e Barone (2006)¹⁴, che considerano anche il conseguimento dei titoli intermedi (un laureato ha sempre conseguito una licenza elementare, una licenza media ed un diploma di maturità), noi ci concentreremo sul massimo titolo di studio conseguito condizionatamente alla scolarità posseduta dal proprio padre.

La figura 5 mostra la proporzione di figli che ottengono un dato titolo di studio (come loro titolo più elevato) condizionata al titolo di studio del padre. I titoli di studio considerati sono il completamento dell'obbligo (licenza media – pannello a), l'istruzione secondaria (diploma di maturità – pannello b) ed il completamento degli studi universitari (laurea – pannello c). Osservando i tre pannelli si nota che:

- 1) ancora nelle ultime generazioni, circa il 30% dei figli di padri con titolo di scuola media raggiunge al massimo il titolo di scuola media, quasi il 60% raggiunge il titolo di scuola superiore e solo molto pochi (in percentuali inferiori al 10%) raggiungono la laurea;
- 2) la proporzione di figli di padri con titolo di studio di media inferiore o superiore che ha conseguito il diploma superiore è aumentato nel tempo ma la differenza tra chi si ferma al diploma con padre con diploma inferiore e con padre laureato si assesta sul 20% (pannello b).
- 3) la quota di chi ha conseguito la laurea aumenta più per coloro i quali hanno avuto un padre laureato che per quelli il cui padre aveva solo un titolo di scuola media inferiore. I figli di genitori con titolo elementare o di scuola media inferiore ancora oggi conseguono solo in minima misura la laurea. Quindi per i titoli di studio più elevati si nota una leggera divergenza nel tempo invece che convergenza (pannello c), confermando quindi le analisi proposte da Schizzerotto e Barone (2006) su altro campione di dati.

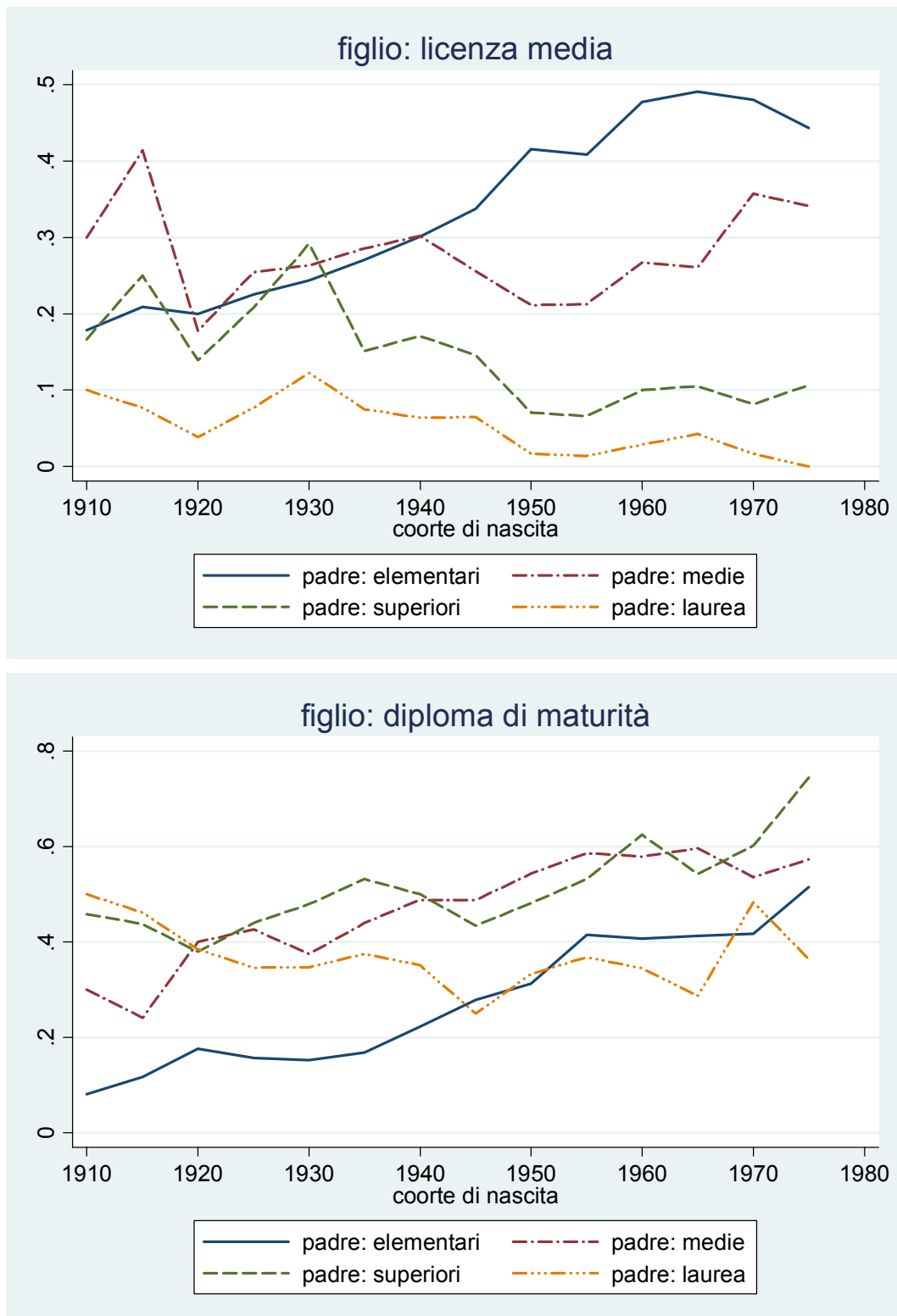
Questi risultati inoltre ci permettono di riconciliare i risultati relativi alla dispersione del titolo di studio con la riduzione del coefficiente di trasmissione intergenerazionale dell'istruzione. La riduzione delle diseguaglianze assolute registrata dall'analisi della dinamica degli indici di Gini (figura 1) sembra essere dovuta prevalentemente allo spostamento generalizzato verso i titoli di studio più elevati. La proporzione dei figli che hanno fatto meglio dei genitori in termini educativi è molto forte per figli di padri con istruzione elementare, prevalentemente a seguito della riforma della scuola dell'obbligo del 1962 (figura 2). Tuttavia né i figli di genitori laureati né i figli di genitori con titolo di scuola media inferiore sembrano aver contribuito in maniera significativa alla riduzione del coefficiente intergenerazionale, seppur per ragioni opposte (figura 3). I figli dei

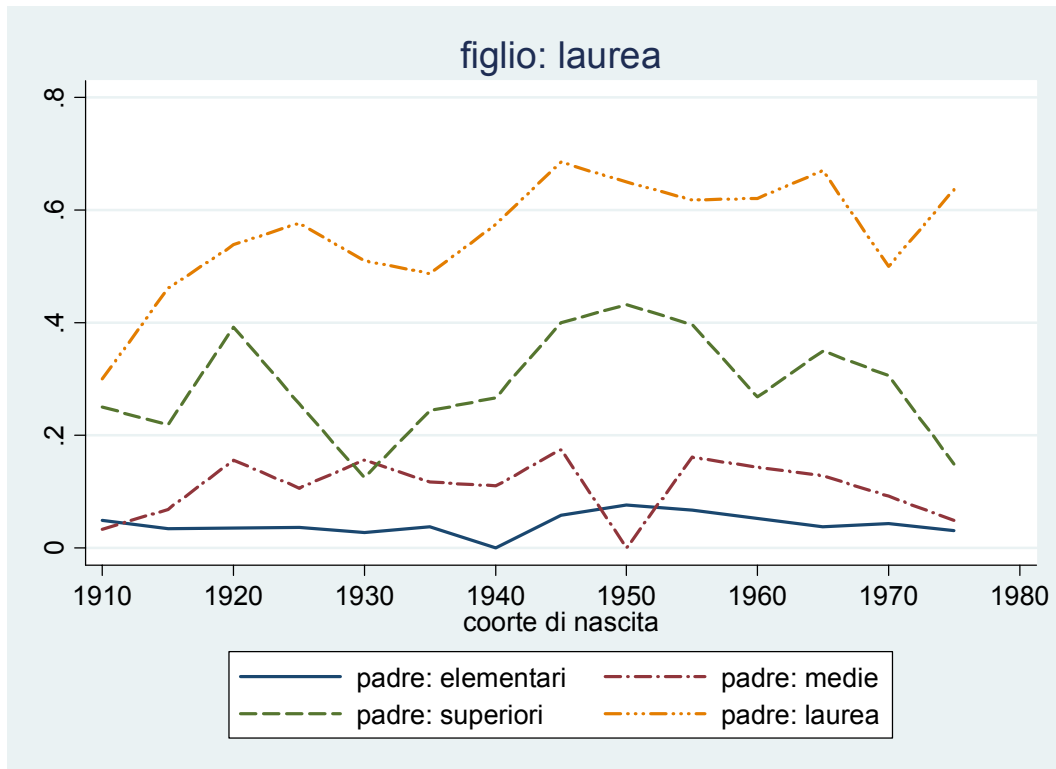
¹³ Breen et al. 2005 concordano con questo risultato, in quanto essi individuano un declino delle diseguaglianze relative in termini di probabilità (*odds ratio*) in 6 paesi su 8, con esclusione appunto di Italia e Irlanda. Questo non sorprende dal momento che il loro campione italiano include principalmente il data-set utilizzato da Schizzerotto e Barone 2006 (Indagine Longitudinale sulle Famiglie Italiane).

¹⁴ Ivi, pg.81-83.

laureati sono sempre stati in gran parte laureati o diplomati e la loro performance non può crescere ulteriormente in assenza di ulteriori modifiche del sistema scolastico (comparsa di master e titoli ulteriori). Per contro i figli di genitori con le medie inferiori, pur avendo incrementato la percentuale di conseguimento del diploma di scuola media superiore, non sembrano volere (o riuscire a) proseguire ulteriormente: permane infatti una quota significativa di individui che si arrestano alla licenza media, e non si accresce la loro quota tra coloro che consegue la laurea.

Figura 5 a-b-c: Probabilità (non condizionata) da parte del figlio di raggiungere un titolo di studio come titolo più elevato per data scolarità completata dal padre.





4. Possibili spiegazioni

Alla luce dei risultati precedenti sorge l'interrogativo su quali siano le possibili ragioni di questo andamento differenziale per cui c'è una differenza costante (o addirittura lievemente crescente nel tempo) nella proporzione di figli che ottengono la laurea a seconda dell'istruzione dei genitori (figura 5c). In particolare ci sembra utile soffermarci sul punto del perché i figli di genitori non laureati non abbiano proseguito nella progressiva crescita della loro scolarizzazione, varcando le porte delle università. Vi è ovviamente una risposta banale a questa domanda, che fa riferimento ad un processo di transizione ancora non completato. Tuttavia i grafici delle figure 2 e 5 sembrerebbero suggerire un certo assestamento ed una stabilizzazione della distribuzione attuale della scolarità nella popolazione. Parrebbe quindi evidente che ogni ulteriore riduzione dei divari di scolarità e/o della dipendenza intergenerazionale non possa essere conseguito se non attraverso un ulteriore innalzamento a livello universitario della scolarità dei figli dei genitori meno istruiti. Appare quindi rilevante indagare sulle cause di questi comportamenti.

4.a Rendimento differenziale dell'istruzione

Una prima possibile ragione è legata alla presenza di un rendimento differenziale dell'istruzione a seconda del background familiare (*family networking*). Se grazie alle reti familiari i figli dei genitori più istruiti, a parità di titoli di studio conseguito, trovano accesso alle occupazioni migliori (lavori più interessanti, meglio retribuiti, con migliori prospettive di carriera), è chiaro che i figli dei genitori meno istruiti hanno minori incentivi a proseguire. Per indagare questa spiegazione abbiamo stimato i tassi di rendimento differenziali dell'istruzione, definiti dal rapporto tra salario medio da lavoro (dipendente e indipendente) di figli laureati e salario medio da lavoro di figli diplomati, condizionato all'istruzione del padre. Per isolare gli effetti strutturali dalle componenti idiosincratiche che aumentano la variabilità dei risultati, abbiamo considerato il reddito da lavoro predetto che si ottiene regredendo il (logaritmo del) reddito da lavoro su età, genere, area di

residenza e settore di attività, oltre che ovviamente sul titolo di studio del figlio e su quello del padre.¹⁵ Nonostante permanga una certa variabilità di risultati, probabilmente imputabile alla scarsa numerosità campionaria delle diverse celle, è possibile notare come il figlio laureato di un padre laureato ha un tasso di rendimento relativo di circa il 30% superiore di un figlio con padre con le medie superiori. Questo rapporto rimane inoltre costante al variare degli anni di indagine (vedi Tabella 4). Questo risultato rappresenta una prima spiegazione basata sui rendimenti del costante divario nel conseguimento scolastico a partire dalla diversa istruzione dei genitori.

Tabella 4 – Tassi di rendimento del titolo universitario:
reddito da lavoro con laurea/reddito da lavoro con diploma

| Anno | Titolo del padre | | |
|------|------------------|-----------|--------|
| | medie | superiori | laurea |
| 1993 | 1.42 | 1.62 | 2.05 |
| 1995 | 1.73 | 1.53 | 2.68 |
| 1998 | 1.25 | 1.47 | 1.68 |
| 2000 | 1.65 | 1.92 | 1.83 |
| 2002 | 1.57 | 1.57 | 1.67 |
| 2004 | 1.48 | 1.46 | 2.24 |

Note: reddito da lavoro è condizionato a età, sesso, area di residenza e settore di attività.

Una seconda spiegazione del fatto che i figli di genitori senza laurea non si iscrivano all'università potrebbe essere insita nel diverso costo-opportunità: studiare implica per loro una maggiore perdita in termini salariali, quando confrontata con quella dei figli di genitori laureati. I salari medi e mediani dei diplomati, utilizzati come misura dei salari perduti nel periodo di studio universitario, e condizionati a istruzione del padre, risultano però molto variabili nel nostro campione. Questo è imputabile al fatto che i sotto-campioni sono probabilmente distorti da autoselezione: se si osserva un figlio diplomato che lavora (quando il destino prevalente di questo gruppo è quello di laurearsi) è abbastanza possibile che si tratti di un individuo meno abile dei suoi consimili; analogamente, se osserviamo un figlio laureato di genitori analfabeti, sarà abbastanza possibile che si tratti di un individuo particolarmente abile. Se l'abilità è correlata con la retribuzione percepita, osserveremo retribuzioni mediamente più alte al diminuire dell'istruzione dei genitori. Con queste cautele interpretative, i dati grezzi mostrano che chi ha fatto meglio del rispettivo padre in termini di istruzione, riesce ad avere anche un salario migliore di chi con padre laureato, non ha saputo andare oltre il diploma (vedi Tabella 5). Questa potrebbe essere una seconda spiegazione in termini di differenti costi monetari.

Tabella 5 - Costo opportunità dell'istruzione:
salari medi e mediani dei diplomati, per istruzione del padre.

| valori medi (in euro) | | | valori mediani (in euro) | | |
|-----------------------|---------------------|------------------|--------------------------|---------------------|------------------|
| padre: medie | padre: superiori | padre: laurea | padre: medie | padre: superiori | padre: laurea |
| 10.112 | 9.264 | 8.201 | 9.114 | 8.272 | 6.654 |
| 12.133 | 11.122 | 6.755 | 9.930 | 8.043 | 3.140 |
| 11.235 | 10.696 | 9.025 | 10.298 | 9.109 | 7.734 |
| 10.381 | 9.054 | 8.503 | 10.415 | 9.739 | 8.636 |
| 11.572 | 12.425 | 12.035 | 11.357 | 13.216 | 12.337 |
| 13.902 | 14.487 | 10.162 | 15.972 | 15.843 | 11.225 |

Una terza possibile spiegazione del fenomeno discusso all'inizio di questa sezione è quella basata sulla diversa rischiosità dell'investimento in "titolo di studio universitario" e una differente

¹⁵ Purtroppo non abbiamo potuto considerare anche il reddito dei genitori in quanto non disponibile.

avversione al rischio tra figli di genitori con titoli di studio differenti. Se l'iscrizione all'università è considerato un investimento rischioso, allora la differenza nei gradi di conseguimento della laurea dei figli a seconda dell'educazione dei padri potrebbe essere spiegata dalla differente rischiosità dell'investimento e dalla diversa avversione al rischio (come in Belzil e Leonardi 2006).

Tipicamente l'entità del rischio insito nell'iscrizione all'università può essere misurata da: 1) la possibilità di abbandonare prima della fine degli studi; 2) l'incertezza sui redditi alla fine dell'università. Quest'ultima misura del rischio può essere misurata da una misura della dispersione salariale che l'individuo fronteggia ex-ante, condizionatamente al background di provenienza. Mentre in precedenza (vedi tabella 4) abbiamo preso in considerazione il rendimento medio atteso condizionato al background, qui ci riferiamo alla varianza dello stesso. Una misura spesso utilizzata in riferimento a questo problema è la deviazione standard del logaritmo dei salari, sia in termini relativi (cioè la deviazione standard dei salari di chi ha una laurea rispetto a chi ha un titolo superiore) sia in termini assoluti (cioè la deviazione standard dei salari di chi ha una laurea). Abbiamo cercato di trovare conferma di questa ulteriore spiegazione potenziale analizzando il rapporto della deviazione standard dei logaritmi dei redditi da lavoro di lavoratori con laurea rispetto ai redditi di lavoratori con solo diploma. Come mostra la Tabella 6, i risultati sono troppo variabili per poter individuare un modalità consistente con qualche aspettativa teorica.

Tabella 6 - Misura del rischio di un titolo universitario

| Anno | Sd. Dev. log (redditi con laurea)/ Sd. Dev. log (redditi con diploma) | | | Sd.dev. log (redditi con laurea) | | |
|------|--|---------------------|------------------|----------------------------------|---------------------|---------------|
| | padre: medie | padre: superiori | padre: laurea | padre: medie | padre: superiori | Padre: laurea |
| 1993 | 0.70 | 0.77 | 0.80 | 2.79 | 3.49 | 2.54 |
| 1995 | 0.85 | 0.81 | 0.81 | 2.52 | 2.85 | 3.69 |
| 1998 | 0.64 | 1.02 | 0.78 | 1.92 | 3.40 | 2.81 |
| 2000 | 1.66 | 0.93 | 0.16 | 3.62 | 2.58 | 0.67 |
| 2002 | 0.68 | 1.35 | 0.78 | 2.80 | 3.42 | 3.06 |
| 2004 | 1.44 | 0.75 | 0.66 | 3.97 | 2.71 | 3.31 |

Infine, anche a parità dell'entità del rischio fronteggiata da figli di genitori con titolo di studio differente, una possibile spiegazione delle differenze di titolo di studio di figli di genitori con titolo di studio diverso può risultare da una diversa avversione al rischio nell'ipotesi che l'avversione al rischio dipenda dall'ambiente familiare. In Tabella 7 notiamo che il grado di avversione al rischio degli individui diminuisce col crescere dell'istruzione del padre.¹⁶

¹⁶ L'indagine della Banca d'Italia relativa al 1995 contiene una domanda che viene spesso usata per determinare il grado di avversione al rischio individuale. La domanda chiede di partecipare ad una lotteria ipotetica proponendo questa domanda: "Vorremmo adesso sottoporLe una domanda ipotetica alla quale La preghiamo comunque di rispondere come se questa situazione fosse reale. Le si prospetta l'opportunità di acquistare un titolo con il quale può, con uguale probabilità, guadagnare 10 milioni o, in caso contrario, perdere tutto il capitale impegnato. Quanto è disposto a pagare, al massimo, per acquistare questo titolo?" Degli 8.135 capi famiglia intervistati nel 1995, 3.458 assegnano un prezzo positivo all'acquisto di un della lotteria. Il grado di avversione al rischio è calcolato usando una approssimazione di Taylor del valore dell'utilità attesa. Ovviamente il grado di avversione al rischio è condizionato anche alla ricchezza familiare. Al fine di depurare la misura dell'avversione al rischio dall'influenza della ricchezza si possono usare delle variabili strumentali atte a misurare la ricchezza degli individui in modo possibilmente indipendente dalla avversione al rischio. Anche utilizzando tali variabili strumentali, l'ordinamento dell'avversione al rischio illustrato in tabella 7 non cambia. Le variabili strumentali utilizzate sono la coorte di nascita del padre, la varianza del prodotto interno lordo a livello provinciale (quale misura del rischio aggregato), il guadagno in conto capitale (*capital gain*) associato all'eventuale casa in proprietà, l'ammontare di denaro o beni ricevuto in eredità o in dono. Per la descrizione di queste variabili e della domanda sulla avversione al rischio si vedano Guiso e Paiella 2005.

Tabella 7: Grado di avversione al rischio per titolo di studio del padre.

| Titolo di studio del padre | Coefficiente di avversione al rischio |
|----------------------------|---------------------------------------|
| analfabeta | 0.1603 |
| elementari | 0.1476 |
| medie | 0.1376 |
| superiori | 0.1395 |
| laurea | 0.1326 |

Riassumendo: i figli di genitori senza laurea vanno meno all'università sia perchè il rendimento della laurea è minore per loro rispetto ai figli dei laureati sia perchè il costo opportunità (in termini di salari perduti per titolo di studio del genitore) è maggiore. Malgrado sia vero che i figli di genitori non laureati siano più avversi al rischio, la possibile spiegazione che l'università sia per loro un investimento più rischioso (in termini di variabilità dei salari) non è sostenibile sulla base di dati poco precisi. Tuttavia si pone un'ulteriore questione: i figli dei non laureati ottengono meno frequentemente il titolo universitario perchè non si iscrivono all'università o perchè si iscrivono ma non finiscono?

Per rispondere a questa domanda usiamo i dati dell'ISTAT sugli sbocchi lavorativi dei diplomati delle scuole superiori nel 1995 e nel 1998. L'84% dei figli di genitori laureati si iscrive all'università mentre solo il 38% dei figli di genitori non laureati si iscrive all'università. Ma una volta iscritti, solo il 5,8% dei figli dei laureati abbandona gli studi nel corso dei primi 3 anni, mentre la stessa percentuale sale al 15% per i figli dei non laureati. Il risultato è che fatto 100 il numero di chi si iscrive all'università, l'86% è figlio di non laureati, ma fatto 100 quelli che effettivamente ottengono la laurea, solo il 77% è figlio di non laureati.¹⁷ Con un modello probit che stima la probabilità di abbandono sui dati dell'indagine Istat sugli sbocchi lavorativi dei diplomati (tabella 8) osserviamo che la probabilità di abbandonare l'università cresce col diminuire dell'istruzione del padre (anche se in modo non monotono). In parte questa probabilità si riduce se controlliamo per la scuola secondaria di provenienza (colonne 2 e 7) e per la performance scolastica (colonne 3-5 e 8-10).¹⁸ In un sistema puramente meritocratico, l'impatto dell'istruzione familiare tenderebbe ad esaurirsi nei risultati scolastici durante la scuola dell'obbligo ed eventualmente nella scelta della scuola secondaria, mentre la probabilità di prosecuzione dovrebbe dipendere dalla selezione interna dei più abili. Invece, in tabella 8 osserviamo che il contributo in termini di probabilità dell'istruzione del genitore si mantiene costante nelle diverse specificazioni: rispetto all'avere un genitore laureato, avere un genitore con licenza elementare fa aumentare la probabilità di abbandono universitario nei primi 3 anni di iscrizione del 10% per i diplomati nel 1998 (e del 7% per i diplomati nel 1995). Poiché questo risultato è a parità di altre caratteristiche (quali la scuola secondaria di provenienza, i voti conseguiti e la regione di residenza), viene da domandarsi attraverso quali altri canali possa manifestarsi questa influenza negativa. Da un lato, poiché non possiamo controllare per il reddito familiare (in quanto tale informazione non è disponibile), potrebbe trattarsi di un effetto indiretto dovuto all'esistenza di vincoli di liquidità della famiglia di provenienza (un genitore con licenza elementare dispone in media di un reddito più basso, ed ha quindi maggiori difficoltà di finanziare gli studi universitari del figlio). Dall'altro potrebbe trattarsi di un effetto legato ai modelli di ruolo (*role model*), che scoraggiano (o non valorizzano a sufficienza) l'impegno necessario alla prosecuzione degli studi (un genitore con licenza elementare non conosce il grado di impegno necessario richiesto dal conseguimento di un titolo universitario, e può ritenere eccessivo il tempo trascorso sui libri).

¹⁷ Il dato sulla percentuale di quelli che effettivamente ottengono il titolo universitario è calcolata sulla base dell'indagine ISTAT sugli sbocchi lavorativi dei laureati.

¹⁸ È interessante notare che le diverse proxies dell'abilità favoriscono il mantenimento dell'iscrizione all'università: anche controllando per l'istruzione del padre, sono gli studenti con il voto di maturità e di licenza media più alto, ovvero con il minor numero di bocciature, che hanno minor probabilità di abbandono.

Tabella 8 – Probabilità di abbandono dell’università – effetti marginali, condizionati all’aver conseguito un diploma di maturità e all’essersi iscritti all’università) - Italia

| | diplomati 1995 intervistati nel 1998 | | | | | diplomati 1998 intervistati nel 2001 | | | | |
|--|--------------------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|--------------------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 |
| Donna | -0.056 [0.009]*** | -0.049 [0.008]*** | -0.037 [0.008]*** | -0.035 [0.008]*** | -0.029 [0.009]*** | -0.029 [0.008]*** | -0.028 [0.008]*** | -0.02 [0.008]*** | -0.018 [0.008]** | -0.021 [0.008]*** |
| Età | 0.016 [0.003]*** | 0.011 [0.002]*** | 0.008 [0.002]*** | 0.007 [0.002]*** | 0.007 [0.003]** | 0.035 [0.006]*** | 0.019 [0.006]*** | 0.007 [0.006] | 0 [0.007] | 0.003 [0.007] |
| Padre analfabeta/senza titolo | 0.25 [0.098]** | 0.107 [0.081] | 0.097 [0.078] | 0.095 [0.078] | 0.092 [0.071] | 0.591 [0.141]*** | 0.441 [0.165]*** | 0.392 [0.156]** | 0.396 [0.155]** | 0.379 [0.157]** |
| padre licenza elementare | 0.162 [0.026]*** | 0.074 [0.023]*** | 0.072 [0.022]*** | 0.073 [0.022]*** | 0.066 [0.023]*** | 0.206 [0.027]*** | 0.1 [0.027]*** | 0.099 [0.027]*** | 0.1 [0.028]*** | 0.108 [0.026]*** |
| padre licenza media /avviamento professionale | 0.159 [0.024]*** | 0.084 [0.022]*** | 0.079 [0.021]*** | 0.079 [0.021]*** | 0.077 [0.021]*** | 0.149 [0.021]*** | 0.079 [0.019]*** | 0.075 [0.019]*** | 0.075 [0.019]*** | 0.075 [0.022]*** |
| padre qualifica professionale (2-3 anni) | 0.217 [0.043]*** | 0.121 [0.037]*** | 0.11 [0.034]*** | 0.113 [0.034]*** | 0.114 [0.031]*** | 0.206 [0.032]*** | 0.107 [0.034]*** | 0.097 [0.031]*** | 0.096 [0.031]*** | 0.089 [0.028]*** |
| padre diploma di scuola media superiore (4-5 anni) secondaria: liceo | 0.086 [0.022]*** | 0.05 [0.023]** | 0.046 [0.022]** | 0.046 [0.022]** | 0.046 [0.022]** | 0.11 [0.021]*** | 0.069 [0.020]*** | 0.063 [0.018]*** | 0.064 [0.018]*** | 0.066 [0.018]*** |
| secondaria: ist.tecnico | | -0.207 [0.022]*** | -0.205 [0.023]*** | -0.205 [0.023]*** | -0.196 [0.028]*** | | -0.14 [0.014]*** | -0.143 [0.014]*** | -0.146 [0.014]*** | -0.144 [0.013]*** |
| voto di maturità | | -0.064 [0.022]*** | -0.06 [0.023]*** | -0.061 [0.023]*** | -0.062 [0.024]*** | | -0.036 [0.008]*** | -0.037 [0.008]*** | -0.038 [0.008]*** | -0.035 [0.008]*** |
| numero ripetenze | | | -0.008 [0.000]*** | -0.007 [0.000]*** | -0.007 [0.001]*** | | | -0.028 [0.004]*** | -0.027 [0.004]*** | -0.026 [0.004]*** |
| voto di licenza media | | | | 0.017 [0.010]* | 0.015 [0.010] | | | | 0.021 [0.007]*** | 0.019 [0.007]*** |
| | | | | | -0.014 [0.005]*** | | | | | -0.003 [0.004] |
| Osservazioni | 9519 | 9519 | 9519 | 9519 | 8966 | 8056 | 8056 | 8056 | 8056 | 7594 |
| Pseudo R ² | 0.05 | 0.1 | 0.13 | 0.13 | 0.13 | 0.05 | 0.1 | 0.12 | 0.12 | 0.13 |
| Log likelihood | -3944.95 | -3737.21 | -3623.43 | -3618.61 | -3383.22 | -2489.92 | -2369.85 | -2315.33 | -2311.05 | -2155.44 |

Standard error robusti tra parentesi. * significativo al 10%; ** significativo al 5%; *** significativo al 1%.

Errori clusterizzati per regioni. Costante e regione di residenza inclusi come controlli.

Caso escluso: figlio di genitore laureato, con diploma professionale, senza bocciatura

Concludiamo quindi che oltre ai differenziali nei rendimenti e nei costi dell’istruzione universitaria, a penalizzare la scelta di andare all’università per i figli dei non laureati vi è una maggior avversione al rischio associata ad un maggior rischio di abbandono. Quest’ultimo aspetto può in parte essere modificato in direzione di una maggior equità. Per esempio un test di ingresso all’università che ammettesse tutti coloro che conseguono un voto di maturità superiore ad una certa soglia di eccellenza (per esempio 90 su 100) e che nel contempo fosse in grado di garantire loro il conseguimento di una laurea con un minimo tasso di abbandono (per esempio individualizzando il rapporto tra studenti e docenti), otterrebbe che sia gli iscritti sia i laureati effettivi sarebbero (coi voti di maturità del 1998) per l’88.5% figli di non laureati.¹⁹

¹⁹ Ovviamente affinché il solo voto di maturità fosse un indicatore valido dell’abilità bisognerebbe tenere conto che scuole diverse danno voti diversi e aree del paese diverse hanno politiche di voto diverse. In quel caso piuttosto che il voto assoluto sarebbe meglio utilizzare un ranking relativo in ogni scuola di provenienza.

5. Conclusioni

In questo articolo abbiamo analizzato se il dettato costituzionale italiano abbia trovato attuazione dopo sessant'anni dalla sua promulgazione. Abbiamo mostrato come questo periodo sia stato caratterizzato da una crescente scolarizzazione, che ha comportato una riduzione delle disuguaglianze (in termini assoluti) nei livelli di scolarità conseguiti. Anche per effetto della crescente scolarizzazione si osserva un aumento del grado di mobilità intergenerazionale, misurato in termini di anni di istruzione. Essendosi ridotta la parte bassa della distribuzione della scolarità (ci sono meno genitori analfabeti o che non hanno completato l'obbligo scolastico), le distribuzioni (marginali) della scolarità nella generazione dei figli ed in quella dei genitori si sono avvicinate.

Tuttavia il processo rallenta o addirittura inverte la tendenza alla convergenza quando si consideri il conseguimento del livello più alto di istruzione, quella universitaria. In questo caso abbiamo riportato l'evidenza secondo la quale i figli dei genitori non laureati incontrano l'equivalente di un "soffitto di vetro"²⁰ nel conseguire una laurea. Permane infatti un differenziale di probabilità basato sul diverso background nel conseguimento dei livelli più elevati di istruzione.

Ci siamo allora domandati quali possano essere le cause di questi comportamenti, e abbiamo esplorato tre cause possibili dell'apparente ostacolo che incontrano i figli dei non istruiti nel proseguire nella carriera universitaria:

- a) rendimenti differenziali inferiori
- b) costi opportunità superiori
- c) maggior rischiosità dell'investimento (a causa di una più elevata probabilità di abbandono) combinato con un maggior grado di avversione al rischio

Non tutti questi aspetti possono essere affrontate con politiche adeguate. Il maggior costo opportunità e/o la maggior rischiosità possono essere in parte attenuate trasferendone l'onere a carico della collettività attraverso il disegno adeguato di uno schema di borse di studio che garantiscano risorse sufficienti a fronteggiare gli oneri associati alla durata degli studi universitari, e che nel contempo prevedano una restituzione del debito condizionata al raggiungimento di un sufficiente livello di reddito. Il modello svedese al riguardo può fornire utili indicazioni operative.

Viceversa più difficile appare l'affrontare il rendimento differenziale sul mercato del lavoro italiano, caratterizzato da numerose stratificazioni (basti pensare all'assenza di concorrenzialità nell'ingresso nelle cosiddette professioni liberali). È evidente che un aumento del grado di concorrenza accompagnato da una selezione maggiormente meritocratica potrebbero modificare anche questo aspetto.

In sintesi: i 60 anni di applicazione della costituzione sembrano essere stati accompagnati da una crescente scolarizzazione che ha di fatto accorciato le distanze basate sull'ambiente di provenienza. Siamo tuttavia ancora lontani dall'aver conseguito la completa uguaglianza delle opportunità di accesso. I capaci e meritevoli, anche se privi di mezzi, hanno diritto ma non ancora la possibilità di raggiungere i gradi più alti degli studi.

²⁰ L'espressione *glass ceiling* è normalmente utilizzata nell'analisi dei differenziali di genere, per indicare quell'insieme di norme e comportamenti non formalizzati che tendono ad escludere le donne dalle posizioni apicali.

Bibliografia

- Behrman, Jere R. and Mark R. Rosenzweig. 2002. Does Increasing Women's Schooling Raise the Schooling of the Next Generation ? *American Economic Review* 92:1, pp. 323-34.
- Belzil, Christian and Marco Leonardi. 2006. Can Risk Aversion Explain Educational Attainments? Evidence from Italy. IZA discussion paper n. 1324.
- Bjorklund, Anders; Mikael Lindahl, and Erik Plug. 2006. The Origins of Intergenerational Associations: Lessons from Swedish Adoption Data. in corso di pubblicazione in *Quarterly Journal of Economics*.
- Black, Sandra E.; Paul J. Devereux, and Kjell G. Salvanes. 2005. Why the Apple Doesn't Fall Far: Understanding Intergenerational Transmission of Human Capital. *American Economic Review* 95:1, pp. 437-49.
- Breen, R., R.Luijckx, W.Müller e R.Pollak. 2005. Non persistent inequality in educational attainment: evidence from eight European countries. mimeo
- Checchi, D. 2001. Education Inequality and Income Inequality. DARP WP.52 , Sticerd London School of Economics, London.
- Chevalier, Arnaud. 2004. Parental Education and Child's Education: A Natural Experiment. IZA discussion paper n. 1153.
- Corak, Miles. 2006. Do poor children become poor adults ? Lessons from a cross country comparison of generational income mobility. IZA Discussion Paper n. 1993
- Dearden, Lorraine S.; Stephen Machin, and Howard Reed. 1997. Inter-generational Mobility in Britain. *Economic Journal*. 110:440, pp. 47-64.
- Esping-Andersen, Gosta. 2006. Families, government and skills. Comparing welfare state models. mimeo
- Galor, O. and J.Zeira 1993. Income distribution and macroeconomics. *Review of Economic Studies* 60: 35-52.
- Guiso, Luigi and Monica Paiella. 2005. The Role of Risk Aversion in Predicting Individual Behaviour. Banca d'Italia Temi di Discussione 546.
- Hassler, John, Jose Rodriguez Mora and Joseph Zeira. 2006. Inequality and mobility. mimeo
- Haveman, Robert and Barbara Wolfe. 1995. The Determinants of Children Attainments: A Review of Methods and Findings. *Journal of Economic Literature* 33:4, pp. 1829-78.
- Heckman, James and Alan B.Krueger. *Inequality in America – What role for human capital policies ?* MIT Press 2003
- Maoz, Yishay and Omer Moav. 1999. Intergenerational mobility and the process of development. *Economic Journal* 109: 677-97.
- Oreopoulos, Philip; Marianne Page, and Anne Hu_ Stevens. 2006. Does Human Capital Transfer from Parent to Child? The Intergenerational Effects of Compulsory Schooling. in corso di pubblicazione in *Journal of Labor Economics*.
- Plug, Erik. 2004. Estimating the Effect of Mother's Schooling on Children's Schooling Using a Sample of Adoptees. *American Economic Review* 94:1, pp. 358-68.
- Plug, Erik and Wim Vijverberg. 2003. Schooling, Family Background, and Adoption: Is it Nature or Is it Nurture ?. *Journal of Political Economy* 111:3, pp. 611-41.

- Sacerdote, Bruce. 2002. The Nature and Nurture of Economic Outcomes. *American Economic Review* (Papers and Proceedings) 92:2, pp. 344-48.
- Solon, G. 1999. Intergenerational mobility in the labor market. in O.Ashenfelter and D.Card. *Handbook of labor economics*. vol.3. North Holland.
- Solon, G. 2002. Cross-country differences in intergenerational earnings mobility. *Journal of Economic Perspectives* 16(3): 59-66.
- Solon, G. 2004. A model of intergenerational mobility variation over time and place, in M.Corak (ed). *Generational Income Mobility in North America and Europe*. Cambridge University Press
- Schizzerotto, Antonio e Carlo Barone.2006. *Sociologia dell'istruzione*. il Mulino, Bologna