Dai padri ai figli: la mobilità dei redditi in Italia

Sauro Mocetti*

Il lavoro fornisce una misura del grado di ereditarietà dei redditi tra le generazioni in Italia. I problemi legati all'indisponibilità di un appropriato dataset che contenga simultaneamente i redditi dei figli e dei loro genitori sono stati superati adottando un metodo a due stadi e con due campioni. L'analisi è basata sull'Indagine sui bilanci delle famiglie italiane della Banca d'Italia. I risultati mostrano che il nostro paese è, tra i paesi sviluppati per i quali sono disponibili delle stime, quello con la minore mobilità intergenerazionale. Inoltre la mobilità è più bassa sulle code della distribuzione e, in particolare, per quanto riguarda l'accesso alle classi di reddito più elevate.

1. Introduzione

L'ereditarietà dello status socioeconomico tra le generazioni ha da sempre attirato l'attenzione degli scienziati sociali. Nel passato, l'analisi della mobilità intergenerazionale è stata prevalentemente un tema di ricerca sociologico ma negli ultimi anni c'è stata una crescente attenzione da parte degli economisti.

Per misurare la mobilità intergenerazionale è necessario definire un indicatore di posizione nello spazio sociale e la relazione che lega la posizione d'origine (tipicamente quella della famiglia di provenienza) e quella di destinazione (la posizione dell'individuo da adulto). In so-

* Desidero ringraziare Daniele Checchi, Miles Corak, Nathan Grawe, Andrea Ichino, Matteo Lippi Bruni, Andrea Neri, Vito Peragine, Gary Solon, Stefano Toso e Claudio Zoli. Ringrazio anche i partecipanti al workshop «Brucchi Luchino» (Milano, dicembre 2005), alla conferenza Eale – *European association of labour economists* (Praga, settembre 2006), alla riunione Siep – Società italiana di economia pubblica (Pavia, settembre 2007) e ai seminari tenuti all'Università di Bologna, allo *European university institute* e alla Banca d'Italia, dove una precedente versione di questo articolo è stata presentata. È solo mia la responsabilità per eventuali errori e per le opinioni contenute nel testo, che non impegnano in alcun modo l'istituzione di appartenenza.

ciologia le posizioni di arrivo e di partenza sono definite con le classi sociali e la mobilità è descritta usando le matrici di transizione. Nella letteratura economica è il reddito che costituisce l'indicatore di successo individuale mentre la mobilità intergenerazionale è tipicamente misurata con una regressione dei redditi dei figli su quelli dei genitori. Il coefficiente stimato nella regressione indica il vantaggio economico ereditato dai figli.

Eccellenti rassegne della letteratura e i lavori più recenti sulla mobilità intergenerazionale sono contenuti in Solon (1999 e 2002), Bowles e al. (2001), Corak (2006) e nella *special issue* del «B.E. Journal of Economic Analysis & Policy» (2007). Si rimanda pertanto a questi riferimenti per un'analisi dettagliata degli studi economici sulla mobilità intergenerazionale che tuttavia possono essere sintetizzati come segue. I paesi scandinavi sono caratterizzati da un'elevata mobilità intergenerazionale. Gli Stati Uniti, al contrario, presentano una forte persistenza dei redditi tra generazioni e questo contraddirebbe la visione stereotipata della *land of opportunities*. I paesi dell'Europa continentale si posizionano nel mezzo rispetto a questi due estremi. A differenza di altri paesi, l'Italia non dispone di un'indagine longitudinale sufficientemente lunga capace di fornire informazioni sui redditi dei figli e dei loro genitori[1]. In questo lavoro si utilizza pertanto una tecnica a due stadi e con due campioni che permette di avere una misura di mobilità intergenerazionale dei redditi e di confrontare i risultati dell'Italia con l'evidenza internazionale disponibile[2].

Da tale analisi risulta che il nostro paese è quello con la minore mobilità intergenerazionale tra i paesi sviluppati per i quali sono disponibili evidenze comparabili.

Il secondo contributo del lavoro consiste in un'analisi della mobilità che va oltre l'indicazione di un indice medio e che esplora come la persistenza intergenerazionale si modifica al variare dei «punti» della distribuzione del reddito. A questo fine è stata usata la regressione per quantili che permette di quantificare l'effetto della variabile esplicativa per ogni punto della distribuzione del reddito dei figli. I risultati mostrano che la persistenza è maggiore nelle code della distribuzione ri-

[1] La letteratura sociologica è decisamente più ricca rispetto a quella economica (si veda Pisati, 2000). Checchi e al. (1999) costruiscono un indice socioeconomico basato sullo status occupazionale e sul livello di istruzione e mostrano che l'ereditarietà sociale è maggiore in Italia rispetto agli Stati Uniti.

[2] Un approccio simile è stato seguito da Piraino (2007).

spetto alla mediana e, in particolare, l'accesso ai decili più elevati è fortemente influenzato dal reddito del padre.
Infine, si discutono le principali caratteristiche del sistema educativo e del mercato del lavoro che possono spiegare la forte correlazione osservata tra i redditi dei genitori e quelli dei figli e si suggeriscono le implicazioni di policy.
Il lavoro è organizzato come segue. Il paragrafo 2 descrive i dati e l'approccio metodologico adottato. Il paragrafo 3 presenta le stime della mobilità intergenerazionale. Il paragrafo 4 contiene i risultati della regressione per quantili. Il paragrafo 5 analizza la mobilità sociale per il livello di istruzione e il mercato del lavoro. Il paragrafo 6 riporta le principali conclusioni.

2. I dati e la strategia empirica

Nella letteratura economica, la mobilità intergenerazionale è stimata regredendo i redditi dei figli su quelli dei padri. Formalmente:

$$y^f = \alpha + y^p \beta + \varepsilon \qquad [1]$$

dove y^f e y^p indicano il reddito permanente, espresso in termini logaritmici, dei figli e dei padri (o di qualsiasi altro rappresentante delle due generazioni), rispettivamente. Il coefficiente β è l'elasticità intergenerazionale dei redditi e misura il vantaggio economico atteso di un figlio di una famiglia ricca rispetto a quello di uno proveniente da una famiglia meno agiata[3].
Nell'evidenza empirica disponibile, il coefficiente β assume sempre valori positivi e compresi tra 0 e 1. Questo significa che, in misura più o meno marcata, i redditi si trasmettono tra le generazioni. Tuttavia, sebbene i padri con redditi sopra (sotto) la media abbiano figli con redditi sopra (sotto) la media, la deviazione dalla media non è altrettanto ampia.
Il requisito fondamentale per analizzare la mobilità intergenerazionale è la disponibilità di un dataset che fornisca contemporaneamente in-

[3] Dall'equazione [1] è possibile ricavare il grado di ereditarietà economico. Dati due individui, il rapporto atteso dei loro redditi è pari al rapporto dei redditi dei loro padri elevato alla potenza β.

formazioni sui redditi dei genitori e dei figli. Purtroppo un dataset che soddisfa queste condizioni non è disponibile per l'Italia e pertanto si utilizza un approccio che combina informazioni derivanti da due diversi campioni.

2.1 L'approccio metodologico

I principali riferimenti per l'approccio con due campioni sono Angrist e Krueger (1992) e Arellano e Meghir (1992). Entrambi gli studi mostrano come sia possibile combinare due dataset «whenever a set of instruments is common to two data set, but endogenous regressors and the dependent variable are included in only one or the other data sets» (Angrist e Krueger, 1992, p. 328). Björklund e Jäntti (1997) sono i primi ad applicare questa procedura per la stima della mobilità intergenerazionale. In questo lavoro usiamo la procedura TS2SLS che è una variante dell'approccio di Angrist e Krueger e le cui proprietà sono discusse in Inoue e Solon (2005).

Nel primo campione, osservato al tempo *t*, sono contenuti i redditi di un campione di individui (pseudo-padri) insieme ad altre variabili (educazione, occupazione, ecc.) che definiscono il loro status socioeconomico. Nel secondo campione, osservato al tempo *t+1*, sono contenuti i redditi di altri individui (figli) insieme alle variabili, uguali alle precedenti, che definiscono lo status socioeconomico dei loro genitori al tempo *t*. Grazie alle informazioni disponibili nel primo campione è così possibile imputare i redditi dei genitori degli individui del secondo campione. La regressione dei redditi dei figli su quelli (imputati) dei loro genitori fornisce la misura dell'elasticità intergenerazionale dei redditi[4]. Questo approccio è chiamato TS2SLS (*Two-Sample Two-Stages Least Squares*)[5].

[4] Gli *standard errors* sono opportunamente stimati alla luce del fatto che i redditi dei genitori, nella regressione per la stima dell'elasticità intergenerazionale, sono imputati. Per una descrizione approfondita del metodo a due stadi e due campioni, si rimanda a Mocetti (2007).

[5] Affinché lo stimatore sia consistente è necessario che le variabili comuni ai due campioni siano identicamente e indipendentemente distribuite. Inoue e Solon (2005) mostrano tuttavia come lo stimatore TS2SLS corregga implicitamente per differenze nella distribuzione delle due variabili. Si veda anche Nicoletti e Ermisch (2007).

2.2 I dati

I dati sono tratti dall'*Indagine sui bilanci delle famiglie italiane* (Ibf) condotta dalla Banca d'Italia e basata su un campione di circa 8.000 famiglie per anno. Il questionario raccoglie informazioni sul reddito, sul livello di istruzione, sulla qualifica professionale e sul settore di attività di ogni componente della famiglia. Dal 1993 è possibile ricostruire il background familiare del capofamiglia. In particolare gli si chiede: «Quale era il titolo di studio, la condizione professionale e il settore di attività dei vostri genitori quando avevano la vostra età?».
Il reddito disponibile nell'Ibf è al netto di tasse e contributi e comprende: il reddito da lavoro dipendente e il reddito da lavoro autonomo e da impresa; il reddito da pensioni e da altri trasferimenti; e il reddito da capitale che include il reddito da fabbricati e il reddito da capitale finanziario. Nel seguito, quando si parla di reddito si intendono le remunerazioni dei dipendenti e il reddito da lavoro autonomo e da impresa. Ci si riferisce al solo reddito da lavoro e non all'intero reddito disponibile poiché il primo fornisce una misura più appropriata delle opportunità che una società offre come remunerazione del merito individuale[6].
Il campione usato nel primo stadio è stato costruito facendo un *pooling* dei dati delle prime quattro indagini dell'Ibf (dal 1977 al 1980) per un totale di circa 4.900 osservazioni di individui di sesso maschile, con un'età compresa tra i 30 e i 50 anni, e rappresentativi della popolazione a cui appartengono i padri descritti dagli individui del secondo campione. Quest'ultimo comprende circa 3.200 osservazioni di capifamiglia di sesso maschile con un'età ancora una volta compresa tra 30 e 50, intervistati nelle indagini del 2000, 2002 e 2004. Per ogni individuo del secondo campione si conosce il reddito e le informazioni da loro riportate sull'istruzione, la qualifica professionale e il settore di attività dei loro padri[7]. Quando un individuo compare in più indagini dell'Ibf si considera il suo reddito medio. Sono invece esclusi, in linea con la letteratura, gli individui per i quali il reddito non è riportato o è pari a zero.
Le statistiche descrittive delle variabili considerate sono riportate in

[6] I redditi sono espressi in euro e sono stati deflazionati usando l'indice dei prezzi al consumo.

[7] Tra le variabili considerate per predire i redditi dei padri, è stata considerata anche l'area geografica dove risiedevano. Poiché l'informazione non è direttamente ricavabile si è assunto che l'area geografica in cui gli individui del secondo campione sono nati sia la stessa in cui i loro padri lavoravano da adulti.

appendice (tabelle A1 e A2). L'età dei padri e dei figli è la stessa ed è in media pari a 40. Questo limita le distorsioni legate al *lifecycle bias* e all'errore di misurazione del reddito[8].

3. I risultati

Come anticipato, la stima del coefficiente β nelle regressioni del secondo stadio costituisce la misura della mobilità intergenerazionale dei redditi[9] (tabella 1).

Nella prima colonna, modello (1), è riportata la specificazione usata più comunemente in letteratura. Il set delle variabili esplicative usate per predire il reddito dei padri comprende il titolo di studio, la qualifica professionale, il settore di attività e la macroarea geografica di appartenenza. Il coefficiente di elasticità intergenerazionale è pari a 0,48. Questo significa che, dati due padri in cui il primo ha un reddito quattro volte più grande del secondo, il figlio del primo avrà un reddito doppio rispetto a quello del secondo. Nel modello (2) sono stati interagiti il titolo di studio e la coorte di appartenenza. Il numero delle osservazioni si riduce poiché sono stati considerati i figli i cui padri sono nati tra il 1927 e il 1950. Questa restrizione serve a considerare solo gli individui i cui padri sono nati nella stessa coorte degli pseudo-padri intervistati nel primo campione. L'obiettivo era quello di considerare un set più ampio di variabili esplicative e di catturare possibili effetti di coorte nei rendimenti dell'istruzione. La stima dell'elasticità intergenerazionale rimane invariata: metà del vantaggio reddituale dei padri si trasferisce ai figli[10].

[8] All'aumentare dell'età cambiano sia la media sia la varianza dei redditi. In particolare, la varianza è minima all'inizio dell'esperienza lavorativa e cresce con l'età e le progressioni di carriera. Grawe (2006) mostra che la stima dell'elasticità intergenerazionale diminuisce all'aumentare dell'età dei genitori poiché una maggiore varianza dei loro redditi deve spiegare la stessa varianza dei redditi dei figli. Similmente, l'elasticità intergenerazionale aumenta al crescere dell'età dei figli. Secondo Haider e Solon (2006) gli errori di misurazione del reddito sono minimizzati intorno al quarantesimo anno d'età.

[9] Seguendo la prassi, queste misure considerano solo coppie di dati padre-figlio maschio, per evitare le distorsioni legate alla mancata partecipazione al mercato del lavoro delle madri e/o delle figlie.

[10] Risultati analoghi sono stati ottenuti interagendo il titolo di studio con il settore di attività per catturare i differenziali di rendimento dell'istruzione nell'industria, nei servizi e nella pubblica amministrazione.

Nel modello (3) non è stato considerato il titolo di studio per ridurre la distorsione che questa variabile può comportare sulle stime. L'elevato tasso di immobilità della società italiana risulta tuttavia confermato.

Il modello (4) si differenzia dai precedenti per quanto riguarda la definizione delle variabili reddituali. Non è più considerato il solo reddito da lavoro ma il reddito disponibile[11]. L'elasticità intergenerazionale aumenta significativamente e arriva al livello di 0,6. Un risultato simile è ottenuto in Björklund e Jäntti (1997), Corak e Heisz (1999), Osterberg (2000) e Mazumder (2005). È un risultato atteso in quanto una definizione più ampia del reddito cattura altre modalità attraverso le quali il vantaggio economico si trasmette da una generazione all'altra. Se i genitori trasmettono ricchezza reale direttamente ai loro figli allora ci sarà una più forte correlazione dei redditi nella misura in cui si è avvantaggiati da quella ricchezza.

Tabella 1 - Stime dell'elasticità intergenerazionale dei redditi per l'Italia

Modello	(1)	(2)	(3)	(4)
$\hat{\beta}$	0,48	0,48	0,45	0,60
	(0,050)	(0,071)	(0,056)	(0,047)
Strumenti	Istruzione, occupazione, settore, area	Istruzione, occupazione, settore, area, interazione istruzione-coorte	Occupazione, settore, area	Istruzione, occupazione, settore, area
Osservazioni	3.216	1.750	3.216	3.216

Nota: Il campione dei padri è costituito da individui di età compresa tra 30 e 50 intervistati nelle indagini 1977-1980. Il campione dei figli è costituito da individui di età compresa tra 30 e 50 intervistati nelle indagini 2000, 2002 e 2004. Le variabili sono il logaritmo del reddito da lavoro nei modelli (1)-(3) e il logaritmo del reddito disponibile nel modello (4). Gli strumenti sono le variabili usate per predire il reddito dei padri. *Bootstrap standard errors* nelle parentesi.

Ottenuta una stima dell'elasticità intergenerazionale, non è immediatamente ovvio stabilire se questa è elevata o meno ed è pertanto ne-

[11] Il reddito disponibile è una definizione di reddito più ampia e comprende, oltre ai redditi da lavoro, i trasferimenti e i capitali da affitti, effettivi e imputati, che derivano da proprietà reali. Non sono considerati invece i rendimenti da capitale finanziario poiché non sono disponibili per gli individui del primo campione.

cessario confrontare le nostre evidenze con quelle di altri paesi. Tuttavia la comparazione di studi di paesi diversi è problematica perché le stime sono sensibili a diversi fattori quali le misure di reddito utilizzate, la comparabilità dei dati, le regole di selezione del campione e i metodi di stima adottati. Se non si considerano questi elementi diventa complicato stabilire se alla base di eventuali differenze vi sia una diversità nei fondamentali tra i paesi o la non comparabilità di queste analisi. Per questa ragione, la tabella 2 riporta i soli studi (e i soli paesi) che usano una procedura a due stadi e due campioni simile a quella adottata in questo lavoro e regole simili per quanto riguarda la definizione dei campioni.

Tabella 2 - Evidenza internazionale comparabile

Studi	Paese	$\hat{\beta}$	Strumenti	Età^f	Età^p
Björklund e Jäntti (1997)	Svezia	0,28	Istruzione, occupazione	30-39	43
Björklund e Jäntti (1997)	Stati Uniti	0,42	Istruzione, occupazione	28-36	45
Dearden e al. (1997)	Regno Unito	0,42	Istruzione, classe sociale	33	47
Fortin e Lefebvre (1998)	Canada	0,21	Occupazione	30-39	-
Lefranc e Trannoy (2005)	Francia	0,41	Istruzione, classe sociale	30-40	55-70
Dunn (2007)	Brasile	0,69	Istruzione	25-34	30-50
Ferriera e Veloso (2006)	Brasile	0,58	Istruzione, occupazione	25-64	25-64
Nicoletti e Ermisch (2007)	Regno Unito	0,32	Prestigio occupazionale, classe sociale	37	52

Nota: Gli studi citati usano una metodo di stima simile a quello proposto in questo lavoro e sono, pertanto, quelli più direttamente comparabili. L'elasticità intergenerazionale si riferisce alla relazione figlio-padre.

Svezia e Canada sono i paesi dove la mobilità è maggiore. Gli Stati Uniti, contrariamente a quanto comunemente affermato, sono invece caratterizzati da una forte persistenza dei redditi tra le generazioni[12]. Il

[12] I due studi sul Regno Unito riportano risultati parzialmente diversi. Occorre considerare, tuttavia, che si riferiscono a due momenti nel tempo diversi e usano strumenti diversi per predire il reddito dei padri.

Brasile è il paese con l'elasticità dei redditi più elevata. In questo quadro, l'Italia risulta essere il paese con il più alto livello di persistenza dei redditi tra i paesi sviluppati, confermando lo stereotipo di una società fortemente immobile.

4. La regressione per quantili

Nella sezione precedente si è stimata l'ereditarietà *media* dei redditi. L'obiettivo di questa sezione è verificare se e come cambia l'effetto del reddito dei padri al variare dei «punti» della distribuzione del reddito dei figli. A questo scopo si utilizza la regressione per quantili[13].
Come nella sezione precedente, il processo di stima è a due stadi e, nel secondo stadio, il coefficiente di elasticità intergenerazionale può essere calcolato per ogni quantile della distribuzione del reddito dei figli risolvendo la seguente ottimizzazione:

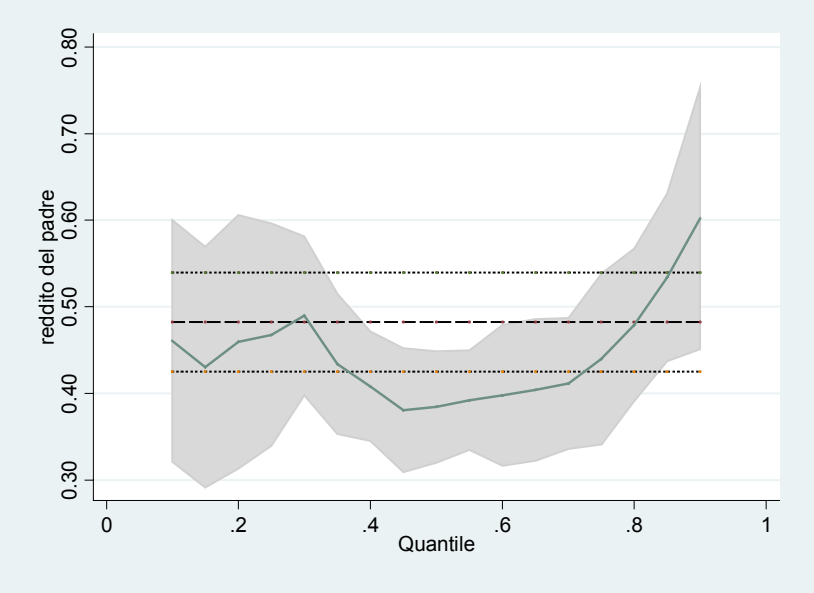
$$\min_{\beta_\theta} \frac{1}{n}\left[\sum_{i:y_i^f \geq \hat{y}_i^p \beta_\theta} \theta\left|y_i^f - \hat{y}_i^p \beta_\theta\right| + \sum_{i:y_i^f < \hat{y}_i^p \beta_\theta} (1-\theta)\left|y_i^f - \hat{y}_i^p \beta_\theta\right|\right] \qquad [2]$$

dove θ è il quantile considerato e β_θ è il coefficiente stimato per quel quantile. Ad esempio, β_{90} cattura l'elasticità intergenerazionale dei redditi per i figli appartenenti al nono decile della distribuzione del reddito.
La figura 1 mostra i risultati delle regressioni per quantili. Sull'asse delle ascisse sono riportati i quantili della distribuzione del reddito dei figli e su quello delle ordinate la stima del coefficiente β per ogni quantile. L'elasticità intergenerazionale è più elevata sulle code della distribuzione del reddito rispetto alla mediana. Questo significa che agli estremi della distribuzione la persistenza intergenerazionale è su-

[13] Nella regressione per quantili il processo di minimizzazione riguarda le deviazioni assolute e non il quadrato delle deviazioni. Questo metodo di stima ha due vantaggi importanti. In primo luogo, gli stimatori dei quantili sono robusti alla presenza di *outliers* nelle osservazioni sulla variabile dipendente, e si dimostrano più efficienti degli Ols nei casi in cui il termine di errore non possieda una distribuzione normale. In secondo luogo, offre una descrizione più completa della persistenza intergenerazionale, permettendo un'analisi dell'effetto del reddito del padre per diversi punti della distribuzione del reddito dei figli. Si veda Koenker e Hallock (2001) per un'introduzione alla regressione per quantili.

periore rispetto a quella media. Tuttavia, nei quantili più bassi il coefficiente non ha un pattern ben delineato e gli *standard errors* sono ampi. Nei quantili più elevati i risultati sono più chiari: il coefficiente di elasticità intergenerazionale cresce costantemente per tutti i quantili al di sopra della mediana e l'intervallo di confidenza è più contenuto. L'effetto del reddito del padre al nono decile della distribuzione del reddito dei figli è maggiore di 0,6[14].

Figura 1 - Elasticità intergenerazionale per quantili



Nota: La linea continua indica il coefficiente stimato in corrispondenza di ogni quantile della distribuzione del reddito dei figli e l'area grigia è l'intervallo di confidenza (90%). La linea tratteggiata rappresenta la stima Ols e le linee con i punti il relativo intervallo di confidenza.

[14] Gli *standard errors* sono ottenuti con il *bootstrap* in entrambi gli stadi della regressione. L'interpretazione dei risultati richiede qualche cautela se si considera che la variabile indipendente è una variabile generata, ottenuta imputando i redditi dei padri. Come prova di robustezza, si è ripetuta la stessa regressione usando come variabile indipendente gli anni di scuola del padre, ricostruiti a partire dal titolo di studio conseguito. I risultati, riportati nella tabella A4, confermano l'interpretazione della figura 1.

I risultati per l'Italia sono in contrasto con quelli che emergono da studi che hanno usato la regressione per quantili per analizzare il grado di ereditarietà del reddito. In Canada e Norvegia l'elasticità intergenerazionale è in media molto più bassa che in Italia e, inoltre, diminuisce all'aumentare del quantile considerato (Grawe, 2004; Bratberg e al., 2007). Anche negli Stati Uniti, che hanno un livello di mobilità comparabile a quello italiano, il coefficiente di elasticità intergenerazionale è più basso nei quantili più elevati della distribuzione del reddito (Eide e Showalter, 1999; Fertig, 2004). In altri termini, lo stereotipo degli Stati Uniti come *land of opportunities* trova qualche conferma se si considera l'accesso ai quantili più elevati della distribuzione del reddito e non un indicatore medio di mobilità. L'Italia, al contrario, registra il tasso di immobilità sociale più elevato tra i paesi sviluppati e la situazione è anche peggiore se si considera l'accesso ai quantili più elevati della distribuzione del reddito.

5. L'immobilità sociale e alcuni suggerimenti di policy

I risultati delle sezioni precedenti descrivono l'Italia come un paese con una forte immobilità nei redditi. Inoltre, sulle code della distribuzione la persistenza intergenerazionale è più elevata di quella suggerita dai valori mediani. L'obiettivo di questa sezione è quello di descrivere la mobilità nell'istruzione e nel mercato del lavoro per cercare di individuare le specificità istituzionali e le caratteristiche strutturali che sono alla base della forte ereditarietà sociale osservata e delle difficoltà di accesso ai quantili più elevati della distribuzione del reddito per coloro che provengono da famiglie meno agiate.

Certamente l'istruzione svolge un ruolo primario come motore della mobilità sociale. E l'Italia rappresenta un caso di studio interessante per valutare il ruolo dell'organizzazione del sistema scolastico nel fornire opportunità anche a chi proviene da famiglie meno agiate. Nella tabella 3 è riportata la matrice di mobilità nel livello di istruzione.

La probabilità di laurearsi è pari al 56% se il padre è a sua volta laureato e al 4,7% se il padre ha al massimo la licenza elementare. L'*odds ratio*, ovvero il rapporto tra queste due probabilità, che fornisce una misura della disuguaglianza delle opportunità, è pari a 12. Questo significa che il figlio di un laureato ha 12 volte più chance di laurearsi del figlio di un padre che non ha completato l'obbligo. Al contrario, la quasi totalità dei figli che hanno al massimo la licenza di terza media ha un padre che ha conseguito al più l'obbligo scolastico.

Tabella 3 - Mobilità nel livello di istruzione

Padre	Figlio				
	Fino alle elementari	Media inferiore	Media superiore	Università e oltre	
Fino alle elementari	8,6	49,7	37,0	4,7	66,2
Media inferiore	1,1	26,4	57,7	14,8	20,0
Media superiore	1,0	4,6	61,7	32,6	9,8
Università e oltre	0,7	6,8	36,9	55,5	4,1
	6,0	38,9	43,6	11,5	100

Nota: La tavola è costruita confrontando il titolo di studio delle coppie padre-figlio (3216 osservazioni). I valori riportati nella tabella indicano la probabilità di ottenere un certo titolo di studio condizionata al titolo di studio del padre. La somma delle percentuali di ogni riga è pari a 100. L'ultima colonna e l'ultima riga contengono le distribuzioni marginali delle variabili di origine e di destinazione, rispettivamente.

Quali sono le cause? Una prima spiegazione può dipendere dall'*early tracking*. In Italia il processo di selezione inizia a 14 anni, la percentuale di abbandoni scolastici è storicamente elevata già a questa età e la scelta della secondaria superiore, per chi continua, comporta profili di carriera educativa e professionale molto diversi tra di loro. Mocetti (2008) mostra come, a questa età, la scelta del livello e del tipo di istruzione è fortemente influenzata dal background familiare. L'innalzamento dell'obbligo scolastico, la diffusione del tempo pieno in alternativa alla scuola tradizionale con compiti a casa, e il posticipo della scelta degli indirizzi, ovvero una scuola dell'obbligo più lunga e generalista, possono contribuire a mitigare l'impatto della famiglia d'origine sulle scelte educative e a ridurre la possibilità di errori sulla valutazione delle reali attitudini e preferenze dei giovani.

L'impatto del background familiare è significativo anche per le scelte nelle transizioni successive. I giovani che provengono da una famiglia meno agiata hanno una minore probabilità di iscriversi all'università e di ottenere la laurea. Alla base di questi risultati ci sono considerazioni che riguardano sia i rendimenti, e quindi gli incentivi, sia i costi della formazione universitaria. In Italia il raggiungimento della laurea non riduce significativamente il rischio disoccupazione rispetto a chi ha solo un diploma e il rendimento del titolo di studio è inferiore a quello di altri paesi sviluppati (Oecd, 2006). Tali rendimenti, inoltre, sono scarsamente correlati con i risultati scolastici e differenziati per famiglia d'origine. Pertanto, l'auto-selezione osservata in base al back-

ground familiare può essere il risultato di una scelta razionale in cui non si decide di investire in istruzione nella consapevolezza che manchi comunque il requisito (la posizione familiare) per avere successo nel mercato del lavoro. A questo si associa un sistema produttivo caratterizzato dalla presenza di molte piccole imprese che non richiedono forza lavoro altamente qualificata e in cui le competenze vengono acquisite direttamente sul posto di lavoro. Tutti questi elementi messi insieme possono aver favorito la visione dell'istruzione come un bene di consumo e di status piuttosto che una reale scelta di investimento, deprivando quindi i figli delle famiglie meno agiate di un mezzo di promozione sociale (si veda anche Checchi e al., 1999). Il raggiungimento della laurea dipende anche dai costi che devono essere sostenuti. In Italia, l'obiettivo dell'uguaglianza delle opportunità è stato perseguito attraverso un ampio e generalizzato taglio delle tasse universitarie e alla contemporanea assenza di un vero sistema di sostegno allo studio per chi proviene da famiglie meno agiate. I prestiti e le borse di studio riguardano infatti una percentuale di studenti molto inferiore a quella di altri paesi, mentre il costo maggiore per chi decide di andare all'università non dipende dalle tasse di iscrizione ma dalle spese per l'alloggio[15]. Una possibile soluzione potrebbe consistere nell'allineamento tra le tasse universitarie e i costi effettivi del servizio per potere poi utilizzare le risorse così liberate per finanziarie gli studi dei più meritevoli (Cipollone e Visco, 2007).

La scarsa mobilità sociale deriva anche da una forte persistenza intergenerazionale tra le posizioni occupate nel mercato del lavoro. Il figlio di un operaio è in un caso su due a sua volta operaio a fronte del 4,2 per cento dei figli dei dirigenti; questi ultimi hanno una più elevata probabilità (oltre il 60 per cento) di appartenere alla classe impiegatizia o dirigenziale (*tabella 4*). Più in generale, la maggioranza dei figli di liberi professionisti, di imprenditori e di lavoratori autonomi sono essi stessi lavoratori non alle dipendenze.

[15] Da un'indagine dell'Istat del 2005 sulla spesa delle famiglie per l'istruzione dei propri figli emerge che il costo dell'alloggio rappresenta il 63% della spesa annua per chi studia in una città diversa da quella di residenza. La spesa media, inoltre, non varia al modificarsi dell'origine sociale, anche se i giovani che provengono dalle famiglie meno agiate sono indubbiamente più sensibili a questi costi. Paradossalmente, le tasse universitarie sono basse perché finanziate con la fiscalità generale sebbene chi ha una laurea proviene prevalentemente dalle famiglie più ricche.

Emerge, dunque, una forte persistenza intergenerazionale nell'occupazione svolta. In alcuni casi questa è legata ai meccanismi di ingresso e di carriera in certe professioni in cui contano non solo il livello di istruzione ma anche l'influenza esercitata dalla famiglia. In altri casi deriva dalla trasmissione attraverso le generazioni del controllo dell'impresa familiare o dell'assunzione nello studio professionale o nell'attività commerciale già avviata dai genitori. In altri ancora è la conseguenza naturale della stratificazione sociale prodotta nel sistema scolastico.

Tabella 4 - Mobilità nel mercato del lavoro

Padre	Figlio					
	Operaio	Impiegato	Quadro, dirigente	Libero profession.	Imprendit., lav. auton.	
Operaio	47,2	23,9	5,3	3,1	20,6	51,7
Impiegato	12,1	46,6	14,3	11,1	15,9	16,0
Quadro/dirig.	4,2	32,7	29,4	19,1	14,7	4,9
Libero profess.	7,3	17,4	16,2	29,2	29,9	3,7
Impr. / lav. aut.	21,6	17,8	6,2	8,2	46,2	23,6
	31,9	26,3	8,5	7,3	26,0	100

Nota: La tavola è costruita confrontando la qualifica professionale delle coppie padre-figlio (3.216 osservazioni). I valori riportati nella tabella indicano la probabilità di avere una certa occupazione condizionata all'occupazione del padre. La somma delle percentuali di ogni riga è pari a 100. L'ultima colonna e l'ultima riga contengono le distribuzioni marginali delle variabili di origine e di destinazione, rispettivamente.

La forte immobilità sociale, infine, può essere il risultato di preferenze, esperienze e attitudini differenziate per background familiare. Nel nostro paese vi è una forte dipendenza dei figli dalla famiglia a partire dall'infanzia fino all'età adulta – l'Italia è tra i paesi in cui si abbandona più tardi la casa dei genitori (Manacorda e Moretti, 2006). È ragionevole ipotizzare che questo comporti una più intensa trasmissione intergenerazionale delle preferenze e una maggiore persistenza nelle *skills* sociali. Le preferenze possono spiegare la scelta di carriere scolastiche e lavorative diverse anche a parità di abilità individuale. Le *skills* sociali e i tratti della personalità possono contare quanto i certificati scolastici nel raggiungimento del proprio status sociale e della propria

condizione economica (Bowles e al., 2001). In questa ottica, le politiche per le pari opportunità dovrebbero prestare maggiore attenzione alle misure di welfare per la prima infanzia, ad un maggiore investimento in asili e nell'educazione pre-scolare (Esping-Andersen, 2004). Questo è il periodo, come sostenuto dagli psicologi dello sviluppo, in cui iniziano ad accumularsi le risorse cognitive e le capacità fondamentali di apprendimento[16]. Inoltre occorrerebbe rendere i giovani meno dipendenti dalla famiglia anche da adulti.

6. Conclusioni

C'è un crescente interesse nella letteratura economica per lo studio della mobilità intergenerazionale. Questo lavoro contribuisce alla letteratura su questo argomento fornendo una misura dell'elasticità dei redditi per l'Italia. Il nostro paese appare caratterizzato da una forte persistenza dei redditi tra le generazioni, ed è il meno mobile tra i paesi sviluppati con cui è stato confrontato.
Grazie alla regressione per quantili si è analizzata non solo la persistenza media ma anche quella relativa ad ogni quantile della distribuzione del reddito dei figli. Sulle code della distribuzione la mobilità è inferiore a quella media. In particolare si registra una forte persistenza intergenerazionale per quanto riguarda l'accesso ai quantili più elevati della distribuzione del reddito.
Si è infine analizzata la mobilità nel livello di istruzione e nelle occupazioni. Le forti correlazioni osservate tra le condizioni di partenza e di arrivo possono essere spiegate dalle caratteristiche del sistema scolastico che ha fallito nell'obiettivo di garantire l'uguaglianza delle opportunità, dalle caratteristiche del mercato del lavoro che favoriscono una certa ereditarietà delle occupazioni e dalla forte dipendenza dei figli dalla famiglia dalla nascita fino all'età adulta, spesso a causa della carenza di servizi che dovrebbero essere forniti dallo stato sociale.

[16] I risultati delle indagini sugli apprendimenti degli studenti e quelli sulla regolarità del percorso scolastico mostrano come già a 15 anni vi sia una forte dipendenza tra competenze degli studenti e background familiare (Mocetti, 2008; Montanaro, 2008).

Riferimenti bibliografici

Angrist J.D. e Krueger A.B., 1992, *The Effect of Age at School Entry on Educational Attainment: An Application of Instrumental Variables with Moments from Two Samples*, «Journal of the American Statistical Association», n. 87, pp. 328-336.

Arellano M. e Meghir C., 1992, *Female Labor Supply and On-The-Job Search: An Empirical Model Estimated Using Complementary Data Set*, «Review of Economic Studies», n. 59, pp. 537-559.

Banca d'Italia, vari anni, *Indagine sui Bilanci delle Famiglie Italiane*, Banca d'Italia.

«B.E. Journal of Economic Analysis and Policy», numero speciale, n. 7 (2).

Björklund A. e Jäntti M., 1997, *Intergenerational Income Mobility in Sweden Compared to the United States*, «American Economic Review», n. 87, pp. 1009-1018.

Bowles S., Gintis H. e Osborne M., 2001, *The Determinants of Earnings: A Behavioural Approach*, «Journal of Economic Literature», n. 39, pp. 1137-1176.

Bowles, B., H. Gintis e M. Osborne (2005), *Unequal chances: family background and economic success*, Princeton University Press and Russel Sage, New York.

Bratberg E., Nilsen Ø.A. e Vaage K., 2007, *Trends in Intergenerational Mobility Across Offspring's Earnings Distribution in Norway*, «Industrial Relations», n. 46, pp. 112-129.

Checchi D., Ichino A. e Rustichini A., 1999, *More Equal but Less Mobile? Education Financing and Intergenerational Mobility in Italy and in the US*, «Journal of Public Economics», n. 74, pp. 351-393.

Cipollone P. e Visco I., 2007, *Il merito nella società della conoscenza*, «Il Mulino», n. 1/2007, pp. 21-34.

Corak M., 2006, *Do Poor Children Become Poor Adults? Lessons for Public Policy from a Cross Country Comparison of Generational Earnings Mobility*, «Research on Economic Inequality», n. 13, pp. 143-188.

Corak M. e Heisz A., 1999, *The Intergenerational Earnings and Income Mobility of Canadian Men: Evidence from Longitudinal Income Tax Data*, «Journal of Human Resources», n. 34, pp. 504-533.

Dearden L., Machin S. e Reed H., 1997, *Intergenerational Mobility in Britain*, «Economic Journal», n. 107, pp. 47-66.

Dunn C., 2007, *Intergenerational Transmission of Lifetime Earnings: New Evidence from Brazil*, «B.E. Journal of Economic Analysis and Policy», n. 7 (2).

Eide E.R. e Showalter M.H., 1999, *Factors Affecting the Transmission of Earnings Across Generations: A Quantile Regression Approach*, «Journal of Human Resources», n. 34, pp. 253-267.

Esping-Andersen G., 2004, *Unequal Opportunities and the Mechanisms of Social Inheritance*, in Corak M. (a cura di), *Generational Income Mobility in North America and Europe*, Cambridge University Press, Cambridge.

Ferreira S.G. e Veloso F.A., 2006, *Intergenerational Mobility of Wages in Brazil*, «Brazilian Review of Econometrics», n. 6 (2).

Fertig A., 2004, *Trends in Intergenerational Earnings Mobility in the US*, «Journal of Income Distribution», n. 12, pp. 108-130.

Fortin N.M. e Lefebrve S., 1998, *Intergenerational Income Mobility in Canada*, in Corak M. (a cura di), *Labour Markets, Social Institutions, and the Future of Canada's Children*, Statistics Canada, Ottawa.

Grawe N., 2004, *Intergenerational Mobility for Whom? The Experience of High- and Low-Earning Sons in International Perspective*, in Corak M. (a cura di), *Generational Income Mobility in North America and Europe*, Cambridge University Press, Cambridge.

Grawe N., 2006, *Life Cycle Bias in the Estimation of Intergenerational Earnings Persistence*, «Labour Economics», n. 13, pp. 551-570.

Haider S.J. e Solon G., 2006, *Life Cycle Variation in the Association Between Current and Lifetime Earnings*, «American Economic Review», n. 96, pp. 1308-1320.

Inoue A. e Solon G., 2005, *Two-Sample Instrumental Variables Estimators*, working paper n. 311, National Bureau of Economic Research.

Istat, 2005, *Le spese delle famiglie per l'istruzione e la formazione professionale.*

Koenker R. e Hallock K.F., 2001, *Quantile Regression*, «Journal of Economic Perspectives», n. 15, pp. 143-156.

Lefranc A. e Trannoy A., 2005, *Intergenerational Earnings Mobility in France: Is France More Mobile Than the US?*, «Annales d'Economie et de Statistiques», n. 78, pp. 57-78.

Manacorda M. e Moretti E., 2006, *Why Do Most Italian Youths Live with their Parents? Intergenerational Transfers and Household Structure*, «Journal of the European Economic Association», n. 4, pp. 800-829.

Mazumder B., 2005, *Fortunate Sons: New Estimates of Intergenerational Mobility in the U.S. Using Social Security Earnings Data*, «Review of Economics and Statistics», n. 87, pp. 235-255.

Mocetti S., 2007, *Intergenerational Earnings Mobility in Italy*, «B.E. Journal of Economic Analysis and Policy», n. 7 (2).

Mocetti S., 2008, *Educational Choices and the Selection Process before and after Compulsory Schooling*, Bank of Italy, mimeo.

Montanaro P., 2008, *Learning Divides Across the Italian Regions: Some Evidence from National and International Surveys*, «Quaderni di Economia e Finanza», Banca d'Italia, di prossima pubblicazione.

Nicoletti C. e Ermisch J., 2007, *Intergenerational Earnings Mobility: Changes across Cohorts in Britain*, «B.E. Journal of Economic Analysis and Policy», n. 7 (2).

Oecd, 2006, *Education at a Glance*, Oecd, Parigi.

Osterberg T., 2000, *Intergenerational Income Mobility in Sweden: What Do Tax-Data Show?*, «Review of Income and Wealth», n. 46, pp. 421-436.

Piraino P., 2007, *Comparable Estimates of Intergenerational Income Mobility in Italy*, «B.E. Journal of Economic Analysis and Policy», n. 7 (2).

Pisati M., 2000, *La mobilità sociale*, Il Mulino, Bologna.

Solon G., 1999, *Intergenerational Mobility in the Labor Market*, in Ashenfelter O. e Card D. (a cura di), *Handbook of Labor Economics*, North Holland, Amsterdam.

Solon G., 2002, *Cross-Country Differences in Intergenerational Earnings Mobility*, «Journal of Economic Perspectives», n. 16, pp. 59-66.

Appendice

Tabella A1 - Statistiche descrittive

	Figli	(Pseudo) padri
Media del logaritmo dei redditi	9,54	9,61
Età media	41,0	41,1
Osservazioni	3.216	4.903

Tabella A2 - Variabili usate per imputare il reddito dei padri

	(Pseudo) padri nel primo campione	Padri descritti dai figli nel secondo campione
Titolo di studio		
Nessun titolo	5,9	15,4
Scuola elementare	42,2	50,8
Scuola media inferiore	27,4	20,0
Scuola media superiore	16,9	9,8
Università	7,5	4,1
Occupazione		
Operaio	41,6	51,7
Impiegato/insegnante	22,9	16,0
Impiegato direttivo/dirigente	3,0	4,9
Libero professionista	2,9	3,7
Imprenditore	1,2	2,3
Lavoratore autonomo	28,4	21,3
Settore di attività		
Agricoltura	9,3	19,4
Industria	44,0	28,7
Pubblica amministrazione	15,9	15,2
Altro (commercio, servizi, ecc.)	30,8	36,7
Osservazioni	3.216	4.903

Tabella A3 - Elasticità intergenerazionale per quantili

Variabile indipendente	Reddito del padre		Anni istruzione del padre	
10°	0,461	(0,099)	0,015	(0,008)
25°	0,468	(0,094)	0,028	(0,007)
Mediana	0,384	(0,059)	0,023	(0,003)
75°	0,440	(0,058)	0,028	(0,005)
90°	0,602	(0,081)	0,040	(0,004)
Osservazioni	3.216		3.216	

Nota: Bootstrap standard errors nelle parentesi.