

INCENTIVI AD ACCUMULARE CAPITALE UMANO E BACKGROUND  
FAMILIARE: L'EVIDENZA ITALIANA  
DI STEFANIA GABRIELE E MICHELE RAITANO

pubblicazione internet realizzata con contributo della



società italiana di economia pubblica

---

dipartimento di economia pubblica e territoriale – università di pavia

# “Incentivi ad accumulare capitale umano e background familiare: l’evidenza italiana”

di Stefania Gabriele (ISAE) e Michele Raitano (ISAE e CRISS)\*

[s.gabriele@isae.it](mailto:s.gabriele@isae.it)

[m.raitano@isae.it](mailto:m.raitano@isae.it); [michele.raitano@uniroma1.it](mailto:michele.raitano@uniroma1.it)

*Questa versione: 15 luglio 2007*

## 1. Introduzione

Mobilità sociale e nei titoli di studio tra generazioni successive sono strettamente legate. In Italia ci si interroga sulla scarsa fluidità sociale (la mobilità intergenerazionale relativa), sui bassi livelli medi di istruzione della popolazione rispetto a quanto si osserva negli altri paesi avanzati (con un evidente ritardo del nostro Paese soprattutto riguardo alla quota di individui che completa l’istruzione terziaria) e sull’influenza che il *background* familiare esercita sui titoli di studio ottenuti dagli individui.

Di recente l’attenzione si è soffermata più diffusamente su questi temi, sui quali anche l’Istituto nazionale di statistica ha condotto alcune indagini<sup>1</sup>. Solo per ricordare i termini della questione, possiamo fare riferimento al Rapporto annuale sul 2005 (Istat, 2006a), in cui sono riportate le tavole di mobilità assoluta e relativa<sup>2</sup> (riferite al 2003), basate su una articolazione in sei classi occupazionali<sup>3</sup>. Emerge, ad esempio, che il coefficiente concorrenziale medio per l’accesso alla borghesia (imprenditori, liberi professionisti, dirigenti, direttivi e quadri) di coloro che originano dalla stessa classe è pari a 1,91, mentre per chi discende dalla piccola borghesia urbana (essenzialmente piccoli imprenditori e lavoratori autonomi) esso tocca appena lo 0,14 e, nel caso di

---

\* Gli autori desiderano ringraziare Corrado Pollastri per i preziosi suggerimenti sull’impostazione delle stime econometriche.

<sup>1</sup> Indagine multiscopo sulle famiglie: famiglia, soggetti sociali e condizioni dell’infanzia”, anni 1998 e 2003.

<sup>2</sup> La tavola di mobilità assoluta incrocia le posizioni dei figli con quelle dei rispettivi genitori quando i primi erano adolescenti (14 anni), dunque confronta la classe sociale di origine con quella di destinazione. La tavola di mobilità relativa evidenzia le relazioni tra classe del padre e classe del figlio al netto degli effetti strutturali (cioè della mobilità assoluta), comparando i coefficienti concorrenziali medi, ovvero le opportunità di raggiungere una certa classe di destinazione, invece di un’altra, di individui provenienti da origini diverse. Tali coefficienti, se positivi, indicano la presenza di un vantaggio relativo della classe di origine considerata sulle altre.

<sup>3</sup> Per una descrizione di dettaglio delle sei posizioni si veda Istat (2000), che comunque si rifà a Cobalti e Schizzerotto (1994) e Pisati (2000).

provenienza dalla piccola borghesia agricola e dagli operai, diviene negativo. Più in generale, i coefficienti concorrenziali sono sempre più alti quando riferiti a situazioni di permanenza nella stessa condizione dei genitori.

Per quanto concerne i livelli di istruzione, basti ricordare come sia differenziata, secondo il *background* familiare, la scelta cruciale sul percorso da seguire dopo la scuola dell'obbligo (Istat, 2006b): il 70% circa dei diplomati il cui padre si è fermato alla licenza elementare o media ha un diploma di istituto professionale o tecnico, mentre il 70% dei figli dei laureati ottiene una licenza liceale; in seguito, si iscrive all'università il 95% di coloro che hanno frequentato con successo il liceo, contro meno di un quarto dei detentori di un diploma di istituto professionale e meno della metà nel caso dell'istituto tecnico; in definitiva, si avvia ad un percorso accademico più del 90% dei figli dei laureati, contro la metà circa dei soggetti i cui padri dispongono della sola licenza media e il 40% di quelli con padri dotati della sola licenza elementare. Di seguito esamineremo questo fenomeno con dati di altra fonte, ma le evidenze saranno del tutto analoghe.

In questo lavoro intendiamo valutare in quale misura, e attraverso quali canali, la provenienza sociale dapprima influenza le scelte formative individuali e successivamente, anche a parità di titolo di studio conseguito, dà luogo a differenziazioni nelle prospettive di carriera individuali e, dunque, nei salari e nei rendimenti stessi dell'investimento in istruzione.

Per verificare i numerosi canali sottostanti a questi fenomeni si applicheranno metodologie di analisi micro-econometrica basate su una banca dati recente e ancora poco utilizzata, ma molto interessante, l'indagine ISFOL Plus-2005, dalla quale si possono selezionare due sotto-campioni utili ai fini della nostra indagine: i) un campione di oltre 27.000 individui (occupati e non), dei quali si conosce in dettaglio il percorso di studio intrapreso e, come *proxy* del background familiare, il titolo di studio dei genitori; ii) un campione di oltre 15.000 individui attualmente occupati, riguardo ai quali, oltre alle informazioni sui titoli di studio propri e dei genitori, sono disponibili quelle sulla carriera lavorativa e i livelli retributivi.

Dopo questa introduzione, ci soffermeremo brevemente sulla complessa relazione tra istruzione e mobilità sociale intergenerazionale, e sui molteplici canali attraverso cui essa può esplicarsi (secondo paragrafo). Seguirà una descrizione della metodologia di analisi, e quindi dei dati utilizzati e del campione su cui sono state elaborate le stime (terzo paragrafo). Saranno poi presentati i risultati relativi sia alla dipendenza dei percorsi formativi intrapresi dal contesto di origine, rappresentato mediante il titolo di studio del padre (quarto paragrafo), sia ai livelli salariali per titolo di studio e background familiare (quinto paragrafo). Nell'ultimo paragrafo si esprimeranno alcune considerazioni conclusive.

## 2. La controversa relazione tra istruzione e mobilità sociale

L'istruzione viene generalmente ritenuta il principale strumento per favorire la mobilità intergenerazionale (Checchi e Zollino, 2001). Tuttavia, si osserva in Italia una notevole persistenza dei titoli di studio nell'ambito delle famiglie, da una generazione all'altra (si vedano, ad esempio, Schizzerotto e Barone, 2006; Flabbi 2001; Checchi, Ichino e Rustichini, 1996 e 1997; Checchi, 2003).

Questo fenomeno è stato rilevato anche in altri paesi. La ragione è stata cercata soprattutto nei vincoli di liquidità – che potrebbero impedire ai giovani discendenti delle fasce deboli della popolazione di affrontare lunghi periodi di studio – e/o in una sorta di auto-selezione nelle scelte scolastiche: gli individui più abili (che generalmente hanno genitori più istruiti) riescono meglio a scuola, studiano di più e godono di maggiori rendimenti dell'istruzione<sup>4</sup>.

Per quanto riguarda l'Italia, le ragioni della persistenza intergenerazionale dei titoli di studio sono state ricercate nella scarsità degli incentivi a far studiare i figli, dovuta alla ridotta dispersione delle retribuzioni (Ichino, Checchi e Rustichini, 1996). I rendimenti dell'investimento in capitale umano nel nostro Paese sono ritenuti infatti relativamente bassi in comparazione internazionale, ma tuttavia – e ancor più se si tiene conto della probabilità di essere disoccupati – essi risultano positivi (OCSE, 2005; Checchi, 2003; Tanda e Rossetti, 2001; Ciccone, Cingano e Cipollone, 2006). La semplice osservazione dei rendimenti del capitale umano non appare dunque sufficiente a spiegare il ritardo di istruzione della popolazione italiana<sup>5</sup>.

---

<sup>4</sup> Nella letteratura internazionale (si veda ad esempio Cameron e Taber, 2000), si è ipotizzato in una prima fase che le stime dei rendimenti dell'istruzione ottenute con il metodo dei minimi quadrati ordinari (OLS nell'acronimo anglosassone) fossero distorte verso l'alto, perché veniva omessa la variabile abilità: alcuni ottengono titoli più elevati, e rendimenti più elevati, anche perché sono più capaci. Infatti, se si considerano i risultati dei test sulla bravura scolastica, insieme ai livelli di istruzione, tra le variabili indipendenti, i rendimenti dell'istruzione risultano più bassi. Ma anche i *test score* non sono che indicatori parziali dell'abilità, e pertanto permangono dubbi sull'abilità inosservabile. Dunque, si è provato a usare alcune variabili strumentali che potessero depurare l'effetto dell'abilità; la variabile strumentale dovrebbe essere correlata con l'istruzione - che probabilmente è a sua volta legata all'abilità - ma non con i rendimenti. In questo caso, l'istruzione stimata permetterebbe di costruire un'equazione del salario corretta (Checchi, 2006). Tuttavia, sorprendentemente, le stime con variabili strumentali hanno prodotto come risultati rendimenti dell'istruzione più alti. Secondo alcuni, questo potrebbe dipendere dai vincoli finanziari (un problema inizialmente evidenziato da Loury, 1981): infatti, se si investe nell'istruzione finché il rendimento è uguale al tasso di interesse richiesto sul mercato, e gli individui con vincoli di liquidità sopportano un elevato tasso di interesse, essi hanno un più elevato rendimento dell'istruzione al margine (perché investono meno di quanto corrisponderebbe al livello efficiente). Se i rendimenti dell'istruzione variano tra gli individui per una diversa possibilità di accesso al credito necessario per realizzare gli investimenti nel capitale umano, il risultato paradossale di cui si è detto potrebbe conseguire dal fatto che le variabili strumentali identificano l'effetto causale dell'istruzione per gli individui con vincoli di liquidità che ricevono rendimenti al margine superiori a quelli medi della popolazione. Ma non c'è evidenza di questo. Piuttosto la letteratura empirica mostra che i rendimenti sono più alti per gli individui più abili e l'abilità è correlata positivamente al reddito familiare, quindi ci si dovrebbero aspettare rendimenti più alti per i giovani con famiglie più benestanti, come mostrato da Carneiro e Heckman (2002, i quali concludono che non rilevano tanto i vincoli finanziari, bensì soprattutto l'effetto di lungo periodo del *background* familiare).

<sup>5</sup> Come mostrato da alcuni studi (Laj e Raitano, 2006; ISTAT, 2006c), nell'analisi dei tassi di rendimento dell'investimento in capitale umano non va trascurato il fatto che in Italia si osserva un preoccupante fenomeno di *over-*

E' emerso tuttavia un ulteriore aspetto che rende più complessa l'analisi delle relazioni causali tra livello di istruzione e posizione sociale. Si è osservato infatti che le potenzialità di allentamento della rigidità sociale attraverso l'istruzione sono ridimensionate dal fatto che, anche a parità di titolo di studio, le probabilità di accedere alle diverse professioni (o alle diverse "classi sociali") variano ampiamente in base all'origine familiare, anche a causa dei meccanismi di ingresso e di carriera sul mercato del lavoro (Schizzerotto e Barone, 2006; Gabriele e Kostoris, 2007).

Il fenomeno dell'auto-selezione degli individui per scelte scolastiche (Checchi e Zollino, 2001; Checchi, Ichino e Rustichini, 1999) potrebbe allora dipendere in parte proprio da questa situazione<sup>6</sup>, che, soprattutto se associata ad una significativa dispersione di salari e rendimenti in funzione del background familiare, potrebbe rendere "razionale" per chi proviene da un contesto meno favorevole non proseguire gli studi fino al livello terziario; tale fenomeno, dato il basso livello di istruzione media delle coorti più anziane, contribuirebbe quindi a spiegare perché in Italia la quota di laureati mostra una crescita meno sostenuta che altrove.

Il *background* familiare è d'altronde spesso usato come variabile di controllo nelle equazioni di salario volte a calcolare i rendimenti dell'istruzione, o come variabile strumentale per stimare il titolo di studio dei figli. Tuttavia, non è stata prestata sinora molta attenzione ad investigare approfonditamente il differenziale nei salari e nei rendimenti dovuto all'origine sociale in Italia; un primo (a quanto ci risulta) tentativo focalizzato essenzialmente sulla misura delle differenze nel rendimento dell'istruzione per origine sociale, e del diverso rischio ad esso associato, è contenuto in Checchi, Fiorio e Leonardi (2006).

Passiamo dunque all'analisi empirica, volta appunto ad approfondire questi temi.

### 3. La base dati

Per indagare empiricamente i legami fra percorsi formativi di genitori e figli e, successivamente, i salari conseguiti da questi ultimi, si utilizzano i micro-dati raccolti nell'indagine campionaria di

---

*education*, evidenziato dal fatto che una percentuale non irrilevante della quota di lavoratori ad alto titolo di studio (quota, come detto, in Italia ben minore che altrove) risulta impiegata in mansioni per il cui svolgimento il titolo di studio conseguito non appare necessario. Oltre a dipendere da un *mismatch* fra competenze acquisite dai lavoratori e richieste dalle imprese, tale fenomeno potrebbe segnalare l'esistenza di un vincolo dal lato della domanda di lavoratori qualificati (Franzini e Raitano, 2005): un eccesso di laureati (per quanto essi siano relativamente poco numerosi) si concreterebbe allora, oltre che in "disoccupazione intellettuale", nell'assunzione di laureati in posti di lavoro "da diplomati".

<sup>6</sup> Sono state date parecchie spiegazioni del meccanismo autoselettivo che perpetua la disuguaglianza. Per una descrizione delle possibili motivazioni basate sull'ipotesi di convinzioni che si autorealizzano si veda la rassegna di Piketty (2000), che prende in esame tanto la letteratura economica, quanto quella sociologica. Per quest'ultima si veda anche Schizzerotto e Barone (2006).

tipo *cross section* ISFOL PLUS05, condotta nel corso del 2005 su un campione di oltre 40.000 individui di età compresa fra i 15 e i 64 anni<sup>7</sup>.

Tale indagine risulta particolarmente utile ai nostri fini dal momento che in essa vengono rilevate con dettaglio le carriere scolastiche e lavorative. Per ogni individuo viene infatti registrato il titolo di studio più elevato conseguito – distinguendo il tipo di diploma secondario superiore (ma non la facoltà) ed il voto di diploma e/o laurea – e se egli si sia comunque iscritto, pur senza raggiungere il titolo, al livello di istruzione successivo a quello raggiunto. Inoltre vengono rilevati i redditi da lavoro percepiti nel 2004, l'anzianità di servizio complessiva e quella presso l'attuale datore ed una serie di caratteristiche relative al tipo di occupazione: settore, tipo di contratto – autonomo, dipendente a tempo indeterminato o a termine, parasubordinato – ed eventuale presenza di *overeducation* (rilevata chiedendo ai lavoratori se, a loro parere, il titolo di studio è necessario per lo svolgimento dell'attività)<sup>8</sup>.

Inoltre, l'indagine ISFOL PLUS05 consente di analizzare l'influenza del background familiare, dal momento che per ogni individuo viene rilevato il titolo di studio del padre, che utilizzeremo quindi di seguito come una *proxy* del contesto sociale di provenienza (nell'indagine non vengono invece rilevate le tipologie occupazionali ed i livelli salariali della famiglia di provenienza; non sono quindi possibili analisi di mobilità sociale delle professioni e di trasferimento intergenerazionale delle diseguaglianze dei redditi da lavoro). Meno dell'8% degli intervistati non ha risposto alla domanda sul titolo di studio del padre; pur se è forte la sensazione che chi non risponde si concentri fra chi proviene da un background meno vantaggioso, si è deciso di eliminare dal campione le osservazioni relative a chi non ha fornito informazioni relative all'istruzione del padre.

Ai nostri fini, dall'indagine in questione sono stati estratti due diversi sotto-campioni:

1. un campione di 27.464 individui nella fascia d'età 25-64 (ovvero nati nelle coorti 1941-1980) che non risultano più iscritti a corsi scolastici o universitari, considerati indipendentemente dalla loro condizione professionale al momento dell'intervista (sono quindi inclusi occupati, disoccupati ed inattivi/pensionati). Mediante tale campione si analizzano i percorsi scolastici e la correlazione fra istruzione del padre e dei figli (quarto paragrafo);

---

<sup>7</sup> Per una descrizione dettagliata della metodologia sottostante tale indagine si veda Mandrone e Radicchia (2006).

<sup>8</sup> Per un'analisi del fenomeno dell'*overeducation* registrata tramite l'indagine ISFOL PLUS05 e dei limiti connessi al modo in cui tale fenomeno viene rilevato, si veda Laj e Raitano (2006).

2. un campione di 14.824 occupati che dichiarano il reddito lordo da lavoro percepito nel corso del 2004 ed il titolo di studio del padre<sup>9</sup>. Mediante tale campione si analizzano, attraverso un'equazione del salario (in linea quindi con l'approccio suggerito da Mincer, 1974)<sup>10</sup> i rendimenti dell'investimento in capitale umano (quinto paragrafo)<sup>11</sup>.

Nell'indagine ISFOL i salari di chi non risponde alla sezione relativa ai redditi da lavoro (essenzialmente gli autonomi) sono imputati attraverso una procedura statistica di "donazione", in base alla quale si associano le informazioni dichiarate da individui "statisticamente simili" (Mandrone e Radicchia, 2006)<sup>12</sup>. Ad ogni modo, per evitare complicazioni derivabili dall'applicazione di numerosi redditi imputati, i rendimenti del capitale umano vengono stimati anche attraverso un'equazione dei salari avente come dipendente il reddito mensile netto dichiarato dai soli lavoratori dipendenti a tempo pieno (in tal caso il campione diventa di 10.742 osservazioni); la maggiore omogeneità nella definizione della variabile retributiva si scontra quindi con l'impossibilità di includere fra le esplicative le diverse tipologie contrattuali e lavorative.

Nelle regressioni presentate nei paragrafi successivi l'istruzione (dei figli e dei padri) non viene espressa in anni (quindi mediante una variabile continua), ma attraverso *dummies* relative al titolo più elevato conseguito, distinguendo, salvo ove diversamente specificato, fra chi consegue al più una licenza di scuola media, chi arriva al diploma secondario superiore e chi raggiunge la laurea; per valutare l'impatto delle *dummies* (e quindi le differenze percentuali medie sui livelli salariali), come modalità di riferimento dell'influenza dell'istruzione si considera l'aver conseguito come massimo titolo di studio il diploma secondario superiore.

#### **4. Il percorso scolastico per background familiare**

L'analisi degli effetti del background familiare (sintetizzato mediante il titolo di studio del padre) sulla carriera scolastica degli individui viene effettuata mediante due stadi successivi. Nel primo (tabelle 1-2) si valutano le distribuzioni campionarie congiunte (pesate mediante i coefficienti di riporto all'universo) dei titoli di studio di genitori e figli, distinti per coorte di nascita, in modo da valutare la dimensione della trasmissione intergenerazionale dei livelli di istruzione e la sua evoluzione nel tempo. Nel secondo (tabelle 3-4) si osservano i vari snodi del processo formativo –

---

<sup>9</sup> Quando si analizza la funzione del salario senza tener conto del background familiare (tabella 5a) si include nel campione anche chi non risponde alla domanda sul titolo di studio del padre; in tal caso il campione è costituito da 15.868 osservazioni.

<sup>10</sup> Per una descrizione dei diversi approcci di stima dei rendimenti del capitale umano si vedano Johnes (2000), Checchi (2006) e Ciccone, Cingano e Cipollone (2006).

<sup>11</sup> I salari utilizzati come variabile endogena sono considerati in forma logaritmica.

<sup>12</sup> Per i lavoratori parasubordinati il reddito annuo viene invece imputato moltiplicando per dodici il salario mensile lordo dichiarato.

ovvero, prosecuzione oltre la scuola dell'obbligo, conseguimento del diploma e sua tipologia, iscrizione all'università e, poi, raggiungimento della laurea – e si analizza, mediante frequenze campionarie e stime econometriche, se, ed in quali fasi, il background familiare influenzi le scelte dei figli.

Osservando la frequenza campionaria pesata dei titoli di studio dei figli condizionati a quelli dei padri (tabelle 1a-1e) risulta evidente come nel corso degli anni in entrambe le distribuzioni si sia ridotto significativamente il peso delle modalità inferiori, in particolare di coloro che non conseguono neppure la licenza media (quota praticamente azzerata nelle coorti successive agli anni '70). Al contempo, in linea con quanto evidenziato dai dati internazionali (OCSE, 2005), ancora limitata, e ben minore di quanto registrato negli altri paesi UE, appare la quota di chi raggiunge la laurea.

D'altro canto dall'osservazione delle frequenze condizionate appare evidente come, pur in presenza di un processo di crescita lento, ma generalizzato, della diffusione del titolo di studio medio superiore, ma anche in qualche misura di quello terziario, l'influenza del background familiare sugli esiti scolastici dei figli sia rimasta pressoché immutata. Nelle due coorti più giovani (tabelle 1b ed 1c) i figli dei laureati hanno una probabilità campionaria di compiere gli studi universitari di poco inferiore al 70%, a fronte di valori intorno al 35% per chi ha un padre diplomato e addirittura inferiori al 15% per i figli di individui con al più un'istruzione secondaria inferiore.

In particolare, come evidenziato dalla tabella 2, nella quale si riportano le frequenze campionarie condizionate mostrate nelle tabelle precedenti, in tutte le coorti considerate un figlio di laureato mantiene costantemente una probabilità di laurearsi doppia rispetto ai figli di diplomati e di circa 4 volte superiore rispetto ai figli di chi ha completato unicamente la scuola media. In relazione anche alla sempre maggior esiguità del loro numero, gli unici individui per i quali sembra ridursi lo svantaggio relativo, sia pure ancora molto elevato, nel conseguimento della laurea sembrano quelli con padri che non hanno studiato dopo l'istruzione elementare.

In linea con quanto evidenziato da Checchi, Fiorio e Leonardi (2006) e Schizzerotto (2002), appare quindi confermata l'esistenza in Italia di un'elevata e sostanzialmente stabile correlazione fra i livelli di istruzione di padri e figli; le diseguaglianze di opportunità fra chi proviene da contesti sociali diversi non sembrano pertanto diminuite negli ultimi decenni.

Nelle tabelle 3a e 3b si mostrano le frequenze campionarie condizionate all'aver superato lo stadio precedente, e nella tabella 4 l'analisi è condotta mediante regressioni sul campione di chi oltrepassa il passaggio formativo antecedente. E' interessante osservare come il titolo di studio del padre eserciti un'influenza rilevante in ogni stadio del percorso formativo dei figli, indipendentemente dalla coorte di appartenenza (sintetizzata nelle regressioni dalla variabile "età"):



chi proviene da una famiglia “a maggior capitale umano” in misura probabilisticamente più significativa prosegue gli studi oltre l’obbligo, consegue un diploma superiore – e sceglie con maggiore probabilità i licei –, si iscrive all’università e infine si laurea (come evidente osservando i *P values* delle regressioni logit e logit multinomiali riferite alle *dummies* sui titoli di studio laddove, come detto, la modalità di riferimento è “padre diplomato”).

A conferma di quanto evidenziato nell’introduzione a partire dai dati Istat, si osserva che uno snodo fondamentale della scelta individuale risulta comunque il tipo di scuola superiore intrapreso, dal momento che, come evidente dalla tabella 4, il conseguimento di un diploma liceale condiziona fortemente le probabilità successive di iscrizione all’università e di ottenimento della laurea.

Tuttavia, come visto, l’impatto dell’origine condiziona, a parità di diploma conseguito, anche la scelta di iscrizione all’università e la probabilità di completarla con successo; in altri termini, chi proviene da un background più svantaggiato, anche superati i primi stadi di selezione (ad esempio il diploma), continua a risultare significativamente penalizzato in termini di titolo di studio conseguito (e, dato il legame positivo fra istruzione e retribuzioni – come si vedrà nel prossimo paragrafo – anche in termini di redditi conseguibili).

Ovviamente, anche nella riflessione sulle politiche auspicabili, bisogna attentamente indagare i motivi retrostanti questa evidente forte correlazione fra titoli di studio inter-generazionali<sup>13</sup>. Tale correlazione potrebbe dipendere da una serie di elementi (di tipo sia monetario che non) che spesso interagiscono tra loro, dei quali un elenco probabilmente non esaustivo dovrebbe racchiudere (Checchi, Fiorio e Leonardi, 2006; Becker, 1967; Card, 1998):

- una trasmissione genetica dell’abilità e delle capacità cognitive;
- un *peer effect* che, attraverso processi di apprendimento e stimoli extra-scolastici, amplifica le capacità di chi proviene da contesti più favorevoli;
- una maggiore attenzione dei genitori con titoli più elevati al percorso scolastico dei figli;
- l’esistenza di modelli di ruolo e di imitazione delle scelte dei genitori;
- la disponibilità economica delle famiglie (che può essere approssimata dal loro titolo di studio), il cui peso discriminatorio viene aggravato dall’esistenza di vincoli al credito e agisce sugli esborsi monetari (minimi se il sistema è pubblico) e sul costo opportunità del proseguimento degli studi;
- un maggior rischio dell’investimento in capitale umano per chi proviene da contesti più svantaggiati, dovuto ad una maggiore probabilità di fallimento nel percorso scolastico (legata anche alla trasmissione di abilità e capacità) e/o nella carriera lavorativa (maggior

---

<sup>13</sup> Bjorklund, Jantti e Solon (2005) rilevano come la distinzione fondamentale, anche a fini di policy, sia capire quanta parte della correlazione sia legata a semplice trasmissione genetica delle abilità (*nature*) e quanta invece all’impatto di maggiori risorse (monetarie e non) sugli esiti scolastici dei figli (*nurture*).

rischio di disoccupazione, precarietà o minor dinamica di carriera, legata anche alla dipendenza di tali aspetti dal contesto sociale di provenienza)<sup>14</sup>;

- una maggior avversione al rischio da parte di chi proviene da contesti più sfavorevoli che amplifica il tasso di sconto ed il divario fra costi e benefici nella valutazione della convenienza ad investire in capitale umano<sup>15</sup>;
- un minor incentivo all'investimento in capitale umano a causa di salari e rendimenti differenziati per background di provenienza.

Fra le cause qui identificate, ci si concentra di seguito sull'ultima, ovvero sulla verifica dell'esistenza di un impatto del background di provenienza, tramite i redditi da lavoro, sui rendimenti dell'investimento in capitale umano e, quindi, sugli incentivi monetari a proseguire gli studi oltre il livello dell'obbligo<sup>16</sup>.

## 5. I rendimenti dell'istruzione per background familiare

Nel presente paragrafo, in linea con l'approccio suggerito da Mincer (1974), si calcolano i rendimenti dell'investimento in capitale umano stimando una funzione dei salari individuali mediante il metodo dei minimi quadrati ordinari (OLS); come detto in precedenza, la stima dei redditi da lavoro viene condotta sia sull'intero insieme di lavoratori, sia sul solo sotto-campione dei dipendenti con contratto *full-time*.

L'analisi si articola in tre passi successivi: nel primo si stimano i rendimenti del capitale umano senza includere fra le esplicative il background familiare; nel secondo si aggiunge ai regressori il titolo di studio del padre; nel terzo, infine, anziché valutare in modo distinto istruzione di padri e figli – per evitare anche gli effetti della loro inevitabile collinearità –, si considerano una serie di *dummies* indicanti la combinazione dei titoli di studio di padri e figli e si valutano gli effetti differenziali di tali combinazioni su salari ed incentivi retributivi ad investire in formazione.

Le equazioni dei salari nei primi due passi sono stimate rendendo via via più complesso il modello, ovvero aggiungendo fra i regressori alle tradizionali variabili esplicative tipiche dell'approccio minceriano (titolo di studio, sesso, area di residenza, esperienza – in termini lineari e quadratici –, una *dummy* sulla *tenure* che indica se si lavora da più di 10 anni nello stesso posto e la

---

<sup>14</sup> Su questo punto si vedano Checchi, Fiorio e Leonardi (2006) e Belzil e Leonardi (2006).

<sup>15</sup> Su questo punto si veda Belzil e Leonardi (2006).

<sup>16</sup> In questo lavoro non si affronta l'esame del background sui rischi di "fallimento" sul mercato del lavoro, dato che si ritiene che per tale analisi sarebbero necessari dati di carattere longitudinale, per meglio osservare in più punti del tempo le dinamiche di carriera individuali ed un eventuale effetto delle reti sociali su tali dinamiche; a quest'ultimo proposito, ad esempio, ben diverso sarebbe se un genitore riuscisse a "cedere" al figlio un suo precedente posto di lavoro a bassa dinamica di carriera (ad esempio operaio in una piccola impresa) o fosse in grado di "influenzare" la sua assunzione in un posto ad alte prospettive di crescita occupazionali e salariali.

tipologia contrattuale di riferimento) dapprima le variabili relative al settore di attività (che non risultano tuttavia mai significative) e poi due ulteriori *dummies* che indicano se il lavoratore si considera sovra-istruito rispetto alla mansione che svolge e se ha conseguito un voto elevato agli esami di laurea o di licenza secondaria superiore<sup>17</sup>. Nel terzo passaggio, vengono invece presentate unicamente le stime relative al modello più “parsimonioso” (quello con un minor numero di esplicative).

L’equazione dei salari senza background evidenzia in ogni modello (tabelle 5a e 5b) un positivo e significativo effetto dell’istruzione sui redditi da lavoro. Con l’eccezione delle *dummies* relative al settore di attività (industria o servizi, pubblico o privato)<sup>18</sup>, tutte le variabili esplicative sono statisticamente altamente significative, in ambedue i sotto-campioni stimati. Riferendosi alla totalità dei lavoratori (tabella 5a), dal modello più semplice si evince un differenziale salariale della laurea rispetto al diploma superiore positivo e pari al 23,8%; al contrario un lavoratore con al più la licenza media ha, rispetto a un diplomato, un *gap* salariale del 23,5%<sup>19</sup>. A prescindere dal tipo di salario (e quindi sotto-campione) utilizzato, si nota che gli appartenenti al genere maschile ed i dipendenti a tempo indeterminato ricevono un salario significativamente maggiore; al contrario, i residenti al sud e i sovra-istruiti ne ottengono uno inferiore<sup>20</sup>. Viene inoltre confermata la relazione non lineare (positiva ma concava) fra retribuzione ed esperienza, mentre un differenziale aggiuntivo viene attribuito alla “fedeltà” presso lo stesso datore.

Come noto, le stime dei rendimenti del capitale umano potrebbero d’altronde essere distorte verso l’alto dall’effetto “abilità”, in base al quale sono gli individui più capaci a laurearsi con maggiore probabilità (Ciccone, Cingano e Cipollone, 2006; Card, 1998). Il differenziale salariale sarebbe quindi, almeno in parte, legato alla maggiore abilità più che alla più elevata istruzione.

Fra le esplicative abbiamo aggiunto, come detto, una *dummy* che assegna valore unitario a chi ottiene un voto di laurea o diploma molto elevato, pur consci del fatto che si tratta di una proxy solo approssimativa dell’abilità. Inserendo fra i regressori tale variabile, con ambedue le formulazioni dell’endogena il differenziale fra i rendimenti dei diversi titoli di studio si comprime significativamente, a dimostrazione della probabile esistenza di una distorsione nelle stime legata all’omissione della difficilmente misurabile variabile “abilità”<sup>21</sup>.

---

<sup>17</sup> In particolare, assume valore 1 della *dummy* “voto alto” chi, se solo diplomato, ha un voto pari almeno a 55/60 o chi, se laureato, raggiunge almeno 105/110.

<sup>18</sup> Nelle tabelle per facilitare la lettura le *dummies* sono indicate con il nome della modalità che assume valore unitario.

<sup>19</sup> Pur nella diversità delle formulazioni delle variabili endogene ed esogene, i rendimenti stimati appaiono in linea con quanto solitamente rilevato per l’Italia; per una rassegna degli studi sui rendimenti del capitale umano in Italia si veda Brunello, Comi e Lucifera (2000).

<sup>20</sup> Sul legame fra *overeducation* e livello salariale si veda Laj e Raitano (2006).

<sup>21</sup> Anche se non riportato nel presente lavoro, va osservato che la variabile “voto alto” in questione risulta, come lecito attendersi, molto correlata con il livello dell’istruzione dei genitori.

Da ultimo, si osserva un vantaggio salariale significativo per chi consegue un diploma liceale o tecnico verso chi si limita a conseguire una qualifica professionale triennale. Il differenziale salariale fra liceali e diplomati con corsi quinquennali in istituti tecnici o professionali non risulta invece significativo, anche al livello del 10%, in ambedue le formulazioni del modello (ovvero con il campione comprensivo di tutti i lavoratori o limitato ai soli dipendenti *full time*).

Al di là dei rendimenti “medi” per titolo di studio, al fine di spiegare la costanza nelle diseguaglianze nell’accesso ai livelli di istruzione più elevati che si osserva in Italia, interessa studiare come tali rendimenti si differenzino per background familiare. Ovvero, indipendentemente dal valore medio dell’incentivo a formarsi, ciò che interessa per valutare le scelte individuali è come tale incentivo si distribuisca fra i diversi gruppi sociali.

Nel secondo passaggio del nostro ragionamento (tabelle 6a e 6b) abbiamo replicato le stime mostrate in precedenza aggiungendo fra i regressori il titolo di studio del padre. Con entrambe le variabili endogene considerate la significatività delle esplicative non muta rispetto a quanto evidenziato dai modelli “senza background”, ma si osserva come, a parità di condizioni, l’aver un padre laureato piuttosto che diplomato comporti un incremento medio dei redditi da lavoro significativo e pari rispettivamente, nella versione più parsimoniosa dei due modelli, al 4,9% ed al 2,9% (il decremento, per chi ha un padre che si è fermato alle medie, è anch’esso significativo e pari, rispettivamente, al 2,6% e al 4,5%).

L’interpretazione dei coefficienti di questa stima può tuttavia essere distorta dalla collinearità fra i due regressori che rappresentano l’istruzione del padre e del figlio (come mostrato in precedenza, i percorsi scolastici presentano un’elevata correlazione intergenerazionale). In aggiunta l’effetto del background familiare qui stimato è quello ottenuto in media, ovvero non si differenzia a seconda del titolo di studio raggiunto dal figlio.

Ai fini dell’analisi degli incentivi e delle possibili risposte di policy risulta invece rilevante conoscere se l’impatto del titolo del padre si differenzia a seconda che il figlio sia laureato o abbia titoli inferiori.

Abbiamo pertanto costruito (tabelle 7a e 7b) otto *dummies* relative alla combinazione dei titoli di studio di padri e figli (adottando come modalità di riferimento “padre diplomato/figlio diplomato”) ed abbiamo condotto le stime nel modello più parsimonioso considerando fra le esplicative tali *dummies* (ottenute dalle nove possibili combinazioni dell’istruzione calcolata su tre livelli: massimo media, diploma, laurea), anziché i titoli di studio detenuti separatamente da padri e figli.

Nelle stime condotte sull’intero campione dei lavoratori tutte le *dummies* di interazione hanno un coefficiente significativamente diverso da quella presa a riferimento, con l’eccezione del caso in

cui il figlio si ferma all'obbligo provenendo da un padre con laurea o in cui il figlio di un individuo a basso titolo raggiunge il diploma (tabella 7a). I numeri indice dei salari lordi annui per combinazione dei titoli di studio di padri e figli sono presentati nella tabella 8a, nella quale, muovendosi per colonna, si evidenzia come, a parità di titolo, il reddito da lavoro cresca con l'istruzione del padre.

Tramite i test F sull'eguaglianza dei coefficienti (tabella 9a), ragionando per titolo di studio del figlio, si evidenzia tuttavia fra i laureati una differenza significativa unicamente nel nascere da laureati rispetto che da individui a bassa "cultura" (e questo è d'altronde coerente col fatto che nella generazione dei padri anche i diplomati godevano di un ruolo sociale rilevante); fra i diplomati invece essere figli di un laureato consente sempre di godere di un significativo differenziale salariale<sup>22</sup>. L'origine sembra quindi avvantaggiare soprattutto i figli di laureati che si fermano a livelli d'istruzione bassi, nonostante si sarebbe potuto immaginare che conseguire un titolo inferiore a quello del padre, come segnale di scarsa abilità, avrebbe dovuto indurre un differenziale salariale negativo.

Ma, a dimostrazione della dipendenza dei risultati da variabili di reddito pienamente comparabili, nel sotto-campione dei dipendenti *full time* scompare il vantaggio relativo dei diplomati figli di laureati finora discusso (tabelle 7b, 8b e 9b). D'altronde la contraddizione fra i due modelli potrebbe risolversi qualora si assumesse che un genitore laureato potrebbe avere maggiore facilità a destinare un figlio tutt'al più diplomato verso attività di lavoro autonomo remunerative.

Va inoltre osservato come in entrambi i campioni, chi nasce da padre con al più l'istruzione dell'obbligo abbia, a parità di titolo di studio, uno svantaggio salariale significativo (per i figli di chi ha il livello di istruzione più basso non sono significativi unicamente due coppie di confronti con i figli di diplomati nel campione più ampio; tabella 9a).

L'incentivo ad accumulare capitale umano più che dal salario in sé conseguibile dipende d'altra parte dal confronto tra i salari ottenibili da un individuo, per dato background, a seconda dei vari livelli di istruzione (ovvero, nelle tabelle 8a ed 8b, ragionando per riga). Da questo punto di vista, soprattutto nel campione completo a causa del vantaggio comparato dei diplomati figli di laureati, il rendimento differenziale fra livelli successivi di istruzione non sembra crescere col background familiare.

In linea con i risultati di studi condotti su altri paesi (Godde e Schnabel, 1998; Ashenfelter e Rouse, 1998), per dato livello di istruzione dei figli i livelli salariali sarebbero quindi crescenti per background familiare, suggerendo la possibile esistenza di un "effetto classe", ma i rendimenti

---

<sup>22</sup> Data la presenza di poche unità campionarie di figli con scuola dell'obbligo e padri con laurea i risultati dei test F relativi ai coefficienti di tali variabili combinatorie non sono da ritenersi affidabili.

ottenibili dal proseguire gli studi (quelli che, in linea con Becker, 1967, dovrebbero influenzare le scelte individuali), resterebbero positivi per tutti i gruppi sociali.

D'altronde, come detto più volte, nel presente lavoro ci siamo limitati a confrontare unicamente gli incentivi differenziali per contesto di origine relativi ai differenziali salariali. Altri fra gli elementi elencati nel paragrafo precedente potrebbero limitare gli incentivi all'istruzione per chi proviene da contesti familiari meno "acculturati" e contribuire quindi a motivare la regolarità empirica di forte correlazione fra i percorsi scolastici intergenerazionali che si osserva in Italia.

## 6. Conclusioni

In questo lavoro si è cercato di proporre qualche elemento di chiarificazione intorno alla complessa relazione tra origine sociale, scelte di investimento in capitale umano, prospettive di carriera e di guadagno.

Si è confermato innanzitutto che l'aumento generalizzato dei titoli di studio verificatosi nel tempo non ha sostanzialmente modificato la struttura classista delle scelte di proseguimento degli studi. Chi ha un padre poco istruito più raramente decide di continuare a seguire un percorso scolastico dopo la scuola dell'obbligo, se continua preferisce gli istituti professionali o tecnici al liceo, se ottiene un diploma di secondaria superiore più raramente si iscrive all'università. Inoltre, una volta avviato un ciclo di studio dopo la scuola dell'obbligo o un corso accademico, meno spesso lo conclude.

Questi comportamenti sono probabilmente dovuti a ragioni diverse che si sovrappongono. Qui abbiamo cercato di capire se si evidenzia un *deficit* di motivazione a continuare gli studi legato a un rendimento degli stessi troppo basso o troppo incerto. La maggiore frequenza di abbandono da parte dei giovani con un padre che si è fermato su livelli di istruzione limitati è un indice del maggiore rischio che essi incontrano quando decidono di affrontare un ciclo di studi avanzato (anche se non si è in grado di discernere quanto l'abbandono dipenda da mera incapacità nel proseguire gli studi o sia il frutto di una preferenza verso un più immediato reddito da lavoro, eventualmente acuita da vincoli di liquidità). Questo rafforza le ipotesi di auto-selezione degli individui nelle scelte di studio, avanzata tanto dalla letteratura economica che da quella sociologica, mostrando che il pessimismo sulla riuscita negli studi dei propri figli può trovare un fondamento nella realtà concreta della classe di appartenenza delle famiglie che decidono di non rischiare un fallimento degli studi e preferiscono un inserimento immediato nel mercato del lavoro e un flusso di reddito basso, ma immediatamente ottenibile. Si verificherebbe insomma un circolo vizioso in cui le basse percentuali

di successo potrebbero influire sulle basse percentuali di iscrizione agli studi secondari superiori o universitari.

Il passaggio successivo da prendere in considerazione è quello della ricerca di un lavoro, ma, come si è detto, i dati utilizzati non sono adatti ad evidenziare eventuali maggiori difficoltà a trovare un'occupazione, o a trovarne una non precaria, da parte dei soggetti con genitori meno istruiti. Al contrario, si è potuta approfondire l'analisi della distribuzione dei guadagni.

Si è verificato che i salari, a parità di livello di istruzione, sono più alti per i lavoratori che provengono da famiglie con background più solido dal punto di vista dell'istruzione (e probabilmente anche da quello socio-economico). Questo potrebbe creare una sorta di disillusione nei giovani che provengono da famiglie più "deboli". Tuttavia, il fattore di incentivo più importante dovrebbe essere costituito dal rendimento dell'istruzione, non dal salario. A tale proposito, pur osservando differenze a seconda della variabile retributiva presa come riferimento nelle stime, si osserva che i rendimenti dell'investimento in capitale umano sono in media positivi, e che il background non ne produce l'aumento al crescere del livello di istruzione dei genitori. Infatti, l'origine sembra discriminare soprattutto tra coloro che non portano gli studi fino ai livelli più alti: i figli di genitori più istruiti sono fortemente avvantaggiati rispetto a quelli con analogo livello di istruzione se quest'ultimo è costituito dalla scuola dell'obbligo o dalla secondaria superiore (eppure, in assenza di un "effetto background", si dovrebbe supporre che gli individui con un livello di istruzione discendente rispetto a quello dei padri siano meno abili e, quindi, in grado di ottenere salari meno elevati). Le famiglie "forti" godrebbero evidentemente di un ruolo nella società che consente loro di aiutare i figli a raggiungere posizioni lavorative soddisfacenti anche se non sono stati in grado di condurre gli studi fino ai livelli più alti. I giovani che provengono da famiglie deboli, invece, se riescono ad arrivare a titoli di studio elevati, in particolare alla laurea, sembrano sbarazzarsi in parte della zavorra delle origini, e avvicinarsi ai livelli salariali dei lavoratori istruiti con origini "forti".

Non si è riusciti dunque a spiegare completamente in base ai soli differenziali salariali le cause del meccanismo di auto-selezione – anzi, l'operare di tale meccanismo dovrebbe essere contrastato dai rendimenti elevati dell'investimento in capitale umano dei figli delle famiglie "deboli" - ma si è evidenziata la durezza dei meccanismi di classe che ancora operano nella nostra società.

Dal punto di vista delle politiche da attuare, tanto l'equità che l'efficienza richiedono misure per far funzionare il mercato del lavoro secondo meccanismi più meritocratici e genuinamente competitivi, sempre che questo sia possibile. Appare pure difficile indicare provvedimenti che possano influire sulle differenze di abilità vere o presunte che sono alla base dei meccanismi di auto-selezione. La letteratura si è focalizzata sui primi cinque anni di vita del bambino – quando è

ancora possibile intervenire per accrescere le abilità – ma questo porta al centro della questione i ruoli rispettivi dei comportamenti familiari e delle politiche pubbliche (si veda Esping Andersen, 2005). Più esplicitamente, se la fonte della disuguaglianza è nella famiglia, si deve valutare quale sia il limite socialmente accettabile di interventi che potrebbero essere percepiti come invasivi dello spazio familiare<sup>23</sup>.

---

<sup>23</sup> Si veda su questo Piketty (2000).



## Bibliografia

- Ashenfelter O. e C. Rouse (1998), "Income, Schooling and Ability: Evidence from a New Sample of Identical Twins", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 113.
- Becker G. (1967), *Human Capital and the Personal Distribution of Income*, University of Michigan Press.
- Belzil C. e M. Leonardi (2006), "Can Risk Aversion Explain Educational Attainments? Evidence from Italy", *IZA Discussion Paper*, n. 1324.
- Bjorklund A., M. Jantti e G. Solon (2005), "Influences of Nature and Nurture on Earnings Variation: A Report on a Study of Various Sibling Types in Sweden", in Bowles S., Gintis H. e M. Osborne Groves (a cura di), *Unequal Chances. Family Background and Economic Success*, Princeton University Press.
- Brunello G., Comi S. e C. Lucifora (2000), "The Returns to Education in Italy: A New Look to the Evidence", *IZA Discussion Paper*, n. 130.
- Cameron S. e Taber C. (2000), "Borrowing Constraints and Returns to Schooling", *NBER Working Paper* n. 7761.
- Card D. (1998), "The Causal Effect of Education on Earnings", in Ashenfelter O. e D. Card (a cura di), *Handbook of Labor Economics*, Elsevier.
- Carneiro P. e Heckman J.J. (2002), "The Evidence on Credit Constraints in Post-Secondary Schooling", *The Economic Journal*, vol. 112.
- Cecchi D. (2003), "The Italian Educational System: Family Background and Social Stratification", in *ISAE Report on Monitoring Italy*, Roma.
- Cecchi D. (2006), *The Economics of Education, Human Capital, Family Background and Inequality*, Cambridge University Press.
- Cecchi D. e Zollino F. (2001), "Sistema scolastico e selezione sociale in Italia", *Rivista di politica economica*, Anno XCI, serie III, Fascicolo VII-VIII, luglio-agosto.
- Cecchi D., Fiorio C. e M. Leonardi (2006), "Sessanta anni di istruzione scolastica in Italia", *Rivista di Politica Economica*, numero monografico su "I 60 anni della Costituente. Regole ed istituzioni per l'economia", VII-VIII, luglio-agosto.
- Cecchi D., Ichino A. e A. Rustichini (1996), "Immobili perché uguali? Mobilità occupazionale e scolastica tra generazioni in Italia e negli Stati Uniti", in Galli G. P. (a cura di), *La mobilità della società italiana*, SIPI, Roma.
- Cecchi D., Ichino A. e A. Rustichini (1997), "Scuola e mobilità sociale, un'analisi comparata", in N. Rossi (a cura di) *L'istruzione in Italia: solo un pezzo di carta?*, Il Mulino, Bologna.

- Checchi D., Ichino A. e A. Rustichini (1999), “More Equal but Less Mobile ? Education Financing and Intergenerational Mobility in Italy and the U.S.”, *Journal of Public Economics*, vol. 70, n.3.
- Ciccone A. Cingano F. e P. Cipollone (2006), “The private and social return to schooling in Italy”, *Temi di discussione Banca d’Italia*, n. 569.
- Cobalti A. e A. Schizzerotto (1994), *La mobilità sociale in Italia*, Il Mulino, Bologna.
- Esping Andersen G. (2005), “Le nuove sfide per le politiche sociali del XX Secolo”, *Stato e mercato*, n. 2.
- Flabbi L. (2001), “La scelta della scuola secondaria in Italia”, *Rivista di politica economica*, Anno XCI, serie III, Fascicolo VII-VIII, luglio-agosto.
- Franzini M. e M. Raitano (2005), “Istruzione, crescita e mobilità sociale: quali politiche per il capitale umano?”, in Giannini S. e P. Onofri (a cura di), *Per lo sviluppo. Fisco e welfare*, Il Mulino, Bologna.
- Gabriele S. e F. Kostoris Padoa Schioppa (2007), “Un’analisi economica della mobilità sociale in Italia”, *Rivista di politica economica*, Anno XCVI, Serie III, Fascicolo V-VI, maggio-giugno.
- Godde I. e R. Schnabel (1998), “Does Family Background Matter? Returns to Education and Family Characteristics in Germany”, *University of Mannheim Discussion Paper*, 98-60.
- ISTAT (2000), *La mobilità sociale, Indagine multiscopo sulle famiglie. Famiglia, soggetti sociali e condizioni dell’infanzia. Anno 1998*, ISTAT, Roma.
- ISTAT (2006a), *Rapporto annuale 2005*, Roma.
- ISTAT (2006b), “I diplomati e lo studio”, *Statistiche in breve*, agosto.
- ISTAT (2006c), “Tempi di lavoro e valorizzazione delle competenze”, in *Rapporto Annuale. La situazione del paese nel 2005*, Roma.
- Johnes G. (2000), *Economia dell’istruzione*, Il Mulino, Bologna.
- Laj S. e M. Raitano (2006), “L’utilizzo del capitale umano in Italia”, in Pizzuti F. R. (a cura di), *Rapporto sullo Stato Sociale 2006*, UTET, Torino.
- Loury G. (1981), “Intergenerational Transfers and the Distribution of Earnings”, *Econometrica*, vol. 49, n. 4.
- Mandrone E., Radicchia D. (a cura di) (2006), *PLUS: participation, labour, employment, survey. Indagine campionaria nazionale sulle caratteristiche e le aspettative degli individui sul lavoro*, Rubbettino Editore, Soveria Mannelli (CZ).
- Mincer J. (1974), *Education, Experience and Earnings*, Columbia University Press.
- OCSE (2005), *Education at a Glance*, Parigi.
- Piketty T. (2000), “Theories of Persistent Inequality and Intergenerational Mobility”, in Atkinson A. B. and F. Bourguignon (a cura di), *Handbook of Income Distribution*, Elsevier.

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

Rossetti S. e P. Tanda (2001), “Rendimenti dell’investimento in capitale umano e mercato del lavoro”, *Rivista di politica economica*, Anno XCI, serie III, Fascicolo VII-VIII, luglio-agosto.

Schizzerotto A. (2002), *Vite ineguali*, Il Mulino, Bologna.

Schizzerotto A. e C. Barone (2006), *Sociologia dell’istruzione*, Il Mulino, Bologna.

Tabella 1a: Frequenze campionarie pesate dei titoli di studio dei figli condizionatamente a quelli dei padri; coorti dei figli nati nel periodo 1941-1980.

Istruzione del padre	Istruzione del figlio				Distribuzione dei padri
	Licenza elementare	Licenza media	Diploma	Laurea	
Licenza elementare	20,0	43,7	31,2	5,1	65,6
Licenza media	1,4	27,3	55,5	15,9	19,3
Diploma secondario superiore	1,3	9,7	53,0	36,1	11,3
Laurea	0,4	0,8	29,9	68,9	3,9
Distribuzione dei figli	13,5	35,0	38,3	13,2	100,0

Fonte: elaborazioni su dati ISFOL-PLUS 2005-043

Tabella 1b: Frequenze campionarie pesate dei titoli di studio dei figli condizionatamente a quelli dei padri; coorti dei figli nati nel periodo 1971-1980.

Istruzione del padre	Istruzione del figlio				Distribuzione dei padri
	Licenza elementare	Licenza media	Diploma	Laurea	
Licenza elementare	3,1	48,2	41,6	7,2	42,8
Licenza media	0,5	27,6	56,8	15,1	32,8
Diploma secondario superiore	0,9	7,2	55,8	36,2	19,0
Laurea	0,0	0,8	29,9	69,3	5,3
Distribuzione dei figli	1,7	31,1	48,6	18,6	100,0

Fonte: elaborazioni su dati ISFOL-PLUS 2005-043

Tabella 1c: Frequenze campionarie pesate dei titoli di studio dei figli condizionatamente a quelli dei padri; coorti dei figli nati nel periodo 1961-1970.

Istruzione del padre	Istruzione del figlio				Distribuzione dei padri
	Licenza elementare	Licenza media	Diploma	Laurea	
Licenza elementare	7,6	51,3	35,9	5,2	64,0
Licenza media	1,0	29,8	54,1	15,1	20,6
Diploma secondario superiore	1,9	12,0	51,6	34,5	11,5
Laurea	0,0	0,6	31,8	67,6	3,9
Distribuzione dei figli	5,3	40,4	41,3	13,0	100,0

Fonte: elaborazioni su dati ISFOL-PLUS 2005-043

Tabella 1d: Frequenze campionarie pesate dei titoli di studio dei figli condizionatamente a quelli dei padri; coorti dei figli nati nel periodo 1951-1960.

Istruzione del padre	Istruzione del figlio				Distribuzione dei padri
	Licenza elementare	Licenza media	Diploma	Laurea	
Licenza elementare	21,9	44,2	29,0	4,9	77,4
Licenza media	1,7	22,4	57,8	18,1	12,2
Diploma secondario superiore	0,9	7,3	51,8	40,0	7,0
Laurea	0,0	0,4	29,0	70,6	3,4
Distribuzione dei figli	17,2	37,5	34,1	11,2	100,0

Fonte: elaborazioni su dati ISFOL-PLUS 2005-043

Tabella 1e: Frequenze campionarie pesate dei titoli di studio dei figli condizionatamente a quelli dei padri; coorti dei figli nati nel periodo 1941-1950.

Istruzione del padre	Istruzione del figlio				Distribuzione dei padri
	Licenza elementare	Licenza media	Diploma	Laurea	
Licenza elementare	47,3	28,7	20,1	3,9	82,6
Licenza media	7,0	23,1	50,7	19,2	8,3
Diploma secondario superiore	1,1	14,5	48,8	35,6	6,5
Laurea	3,6	1,5	26,2	68,7	2,6
Distribuzione dei figli	39,8	26,6	24,7	8,9	100,0

Fonte: elaborazioni su dati ISFOL-PLUS 2005-043

Tabella 2: Rapporto fra le frequenze campionarie pesate del conseguimento della laurea condizionato al titolo di studio del genitore per coorte di nascita del figlio.

	Coorte di nascita				
	1971-1980	1961-1970	1951-1960	1941-1950	1941-1980
Padre laureato/padre con licenza elementare	9,7	13,0	14,3	17,8	13,5
Padre laureato/padre con licenza media	4,6	4,5	3,9	3,6	4,3
Padre laureato/padre diplomato	1,9	2,0	1,8	1,9	1,9
Padre diplomato/padre con licenza elementare	5,1	6,7	8,1	9,2	7,1
Padre diplomato/padre con licenza media	2,4	2,3	2,2	1,8	2,3
Padre con licenza media/padre con licenza elementare	2,1	2,9	3,7	5,0	3,1

Fonte: elaborazioni su dati ISFOL-PLUS 2005-043

Tabella 3a: Frequenze campionarie pesate del conseguimento degli obiettivi scolastici per titolo di studio del padre (valori percentuali); campione dei “figli” non più studenti appartenenti alla coorte di nascita 1940-1980.

Titolo di studio del padre	Quanti si iscrivono alle superiori?	Fra gli iscritti, quanti conseguono il diploma?	Percorso scolastico			Fra i diplomati, quanti si iscrivono all’università?	Fra chi si iscrive, quanti conseguono la laurea
			Quale diploma?				
			Liceo	Tecnico professionale	Qualifica professionale triennale		
Al massimo scuola media	55,9	79,2	15,4	71,1	13,5	41,1	46,6
Diploma secondario superiore	93,7	95,0	38,5	56,8	4,7	67,2	62,5
Laurea	99,3	99,5	74,1	22,9	3,0	87,5	81,4
Totale	61,9	83,2	24,2	64,7	11,1	50,3	56,0

Fonte: elaborazioni su dati ISFOL-PLUS 2005-043

Tabella 3b: Frequenze campionarie pesate del conseguimento degli obiettivi scolastici per titolo di studio del padre (valori percentuali); campione dei “figli” non più studenti appartenenti alla coorte di nascita 1966-1975.

Titolo di studio del padre	Quanti si iscrivono alle superiori?	Fra gli iscritti, quanti conseguono il diploma?	Percorso scolastico			Fra i diplomati, quanti si iscrivono all’università?	Fra chi si iscrive, quanti conseguono la laurea
			Quale diploma?				
			Liceo	Tecnico professionale	Qualifica professionale triennale		
Al massimo scuola media	64,6	76,9	13,7	73,0	13,3	39,0	51,0
Diploma secondario superiore	93,8	95,6	35,0	60,8	4,2	68,6	62,7
Laurea	99,6	99,9	73,1	22,5	4,4	89,6	79,7
Totale	70,4	81,9	23,2	66,1	10,7	50,3	59,2

Fonte: elaborazioni su dati ISFOL-PLUS 2005-043

Tabella 4: Scelte di prosecuzione del percorso di studio per background familiare; stime logit e logit multinomiali.

	Mancata iscrizione alla secondaria superiore		Mancato conseguimento del diploma		Tipo di diploma conseguito (stima logit multinomiale)				Iscrizione all'università		Conseguimento della laurea	
					Tecnico/liceo		Qualifica professionale/liceo					
Numero di osservazioni	27.464		20.142		18.211				16.138		8.855	
Frequenza campionaria (non pesata) della endogena	Abbandonano in 7.322; 20.142 iscritti alle superiori		Non conseguono il diploma in 1.931; 18.211 con titolo superiore		5.079 diploma di liceo, 11.059 diploma tecnico/professionale, 2.053 qualifica inferiore				7.283 non iscritti fra i diplomati (non con qualifica inferiore); 8.855 iscritti		5.701 laureati; 3.154 non laureati	
	Coefficiente	P value	Coefficiente	P value	Coefficiente	P value	Coefficiente	P value	Coefficiente	P value	Coefficiente	P value
Età	0,043	0,000	0,001	0,786	0,001	0,373	0,012	0,000	0,010	0,000	-0,006	0,006
Maschio	-0,444	0,000	0,042	0,412	0,127	0,001	-0,470	0,000	0,352	0,000	-0,255	0,000
Nord	-0,105	0,001	0,024	0,654	0,120	0,004	0,483	0,000	-0,417	0,000	0,192	0,000
Centro	-0,245	0,000	-0,142	0,041	-0,087	0,078	0,120	0,117	-0,220	0,000	-0,079	0,215
Padre al più con istruzione dell'obbligo	2,487	0,000	1,605	0,000	1,153	0,000	1,897	0,000	-0,875	0,000	-0,340	0,000
Padre laureato	-2,325	0,000	-1,346	0,000	-1,277	0,000	-1,234	0,000	0,624	0,000	0,561	0,000
Costante	-4,923	0,000	-3,597	0,000	0,028	0,705	-2,731	0,000	-0,138	0,074	0,444	0,000
Diploma liceale									2,187	0,000	1,306	0,000

Fonte: elaborazioni su dati ISFOL-PLUS 2005-043



Tabella 5a: Regressione OLS dei salari lordi annui; 15.868 osservazioni.

Variabili	Coefficiente	P value	Coefficiente	P value	Coefficiente	P value	Coefficiente	P value	Coefficiente	P value
Maschio	0,2737	0,000	0,2738	0,000	0,2748	0,000	0,2777	0,000	0,2733	0,000
Nord	0,1261	0,000	0,1265	0,000	0,1271	0,000	0,1284	0,000	0,1278	0,000
Centro	0,0814	0,000	0,0816	0,000	0,0843	0,000	0,0829	0,000	0,0814	0,000
Esperienza	0,0255	0,000	0,0255	0,000	0,0254	0,000	0,0256	0,000	0,0256	0,000
Esperienza <sup>2</sup>	-0,0004	0,000	-0,0004	0,000	-0,0004	0,000	-0,0004	0,000	-0,0004	0,000
Tenure>10 anni	0,0812	0,000	0,0806	0,000	0,0761	0,000	0,0755	0,000	0,0805	0,000
Dipendente a termine	-0,0675	0,000	-0,0679	0,000	-0,0657	0,000	-0,0655	0,000	-0,0675	0,000
Autonomo	-0,0589	0,000	-0,0573	0,000	-0,0568	0,000	-0,0558	0,000	-0,0604	0,000
Parasubordinato	-0,6367	0,000	-0,6360	0,000	-0,6335	0,000	-0,6340	0,000	-0,6401	0,000
Part-time	-0,3331	0,000	-0,3321	0,000	-0,3261	0,000	-0,3256	0,000	-0,3337	0,000
Servizi			-0,0020	0,852	-0,0044	0,685	-0,0039	0,717		
Pubblico impiego			0,0043	0,691	-0,0067	0,542	-0,0076	0,488		
Overeducation					-0,0651	0,000	-0,0636	0,000		
Voto alto							0,0527	0,000		
Al massimo istruzione dell'obbligo	-0,2347	0,000	-0,2345	0,000	-0,2109	0,000	-0,2054	0,000		
Laurea	0,2380	0,000	0,2373	0,000	0,2266	0,000	0,2012	0,000	0,4737	0,000
Qualifica professionale									0,1772	0,000
Diploma tecnico-professionale									0,2408	0,000
Liceo									0,2601	0,000
Costante	9,3403	0,000	9,3408	0,000	9,3714	0,000	9,3603	0,000	9,1034	0,000
R <sup>2</sup> corretto	0,2958		0,2930		0,2950		0,2958		0,2937	

Fonte: elaborazioni su dati ISFOL-PLUS 2005-043

Tabella 5b: Regressione OLS dei salari netti mensili dei lavoratori dipendenti full time annui; 10.742 osservazioni.

Variabili	Coefficiente	P value	Coefficiente	P value	Coefficiente	P value	Coefficiente	P value		
Maschio	0,1972	0,000	0,1985	0,000	0,1997	0,000	0,2028	0,000	0,1973	0,000
Nord	0,0786	0,000	0,0792	0,000	0,0791	0,000	0,0808	0,000	0,0800	0,000
Centro	0,0541	0,000	0,0544	0,000	0,0568	0,000	0,0553	0,000	0,0541	0,000
Esperienza	0,0218	0,000	0,0217	0,000	0,0217	0,000	0,0219	0,000	0,0217	0,000
Esperienza <sup>2</sup>	-0,0003	0,000	-0,0003	0,000	-0,0003	0,000	-0,0003	0,000	-0,0003	0,000
Tenure>10 anni	0,0551	0,000	0,0543	0,000	0,0501	0,000	0,0495	0,000	0,0546	0,000
Dipendente a termine	-0,1070	0,000	-0,1072	0,000	-0,1047	0,000	-0,1045	0,000	-0,1067	0,000
Servizi			0,0066	0,394	0,0028	0,714	0,0035	0,650		
Pubblico impiego			0,0004	0,962	-0,0107	0,146	-0,0115	0,119		
Overeducation					-0,0647	0,000	-0,0626	0,000		
Voto alto							0,0570	0,000		
Al massimo istruzione dell'obbligo	-0,1867	0,000	-0,1855	0,000	-0,1612	0,000	-0,1554	0,000		
Laurea	0,2420	0,000	0,2409	0,000	0,2325	0,000	0,2048	0,000	0,4295	0,000
Qualifica professionale									0,1379	0,000
Diploma tecnico-professionale									0,1922	0,000
Liceo									0,2128	0,000
Costante	6,6204	0,000	6,6151	0,000	6,6460	0,000	6,6339	0,000	6,4317	0,000
R <sup>2</sup> corretto	0,3626		0,3625		0,3676		0,3702		0,3640	

Fonte: elaborazioni su dati ISFOL-PLUS 2005-043

Tabella 6a: Regressione OLS dei salari lordi annui per background familiare; 14.824 osservazioni.

Variabili	Coefficiente	P value	Coefficiente	P value	Coefficiente	P value	Coefficiente	P value
Maschio	0,2735	0,000	0,2736	0,000	0,2747	0,000	0,2773	0,000
Nord	0,1249	0,000	0,1251	0,000	0,1256	0,000	0,1267	0,000
Centro	0,0771	0,000	0,0773	0,000	0,0800	0,000	0,0788	0,000
Esperienza	0,0258	0,000	0,0257	0,000	0,0257	0,000	0,0259	0,000
Esperienza <sup>2</sup>	-0,0004	0,000	-0,0004	0,000	-0,0004	0,000	-0,0004	0,000
Tenure>10 anni	0,0804	0,000	0,0799	0,000	0,0757	0,000	0,0751	0,000
Dipendente a termine	-0,0729	0,000	-0,0732	0,000	-0,0709	0,000	-0,0706	0,000
Autonomo	-0,0637	0,000	-0,0626	0,000	-0,0622	0,000	-0,0612	0,000
Parasubordinato	-0,6482	0,000	-0,6478	0,000	-0,6449	0,000	-0,6452	0,000
Part-time	-0,3415	0,000	-0,3408	0,000	-0,3347	0,000	-0,3342	0,000
Servizi			-0,0012	0,915	-0,0033	0,764	-0,0030	0,790
Pubblico impiego			0,0029	0,795	-0,0088	0,437	-0,0096	0,399
Overeducation					-0,0669	0,000	-0,0655	0,000
Voto alto							0,0449	0,000
Al massimo istruzione dell'obbligo	-0,2306	0,000	-0,2304	0,000	-0,2061	0,000	-0,2017	0,000
Laurea	0,2274	0,000	0,2269	0,000	0,2168	0,000	0,1958	0,000
Padre al più istruzione dell'obbligo	-0,0260	0,028	-0,0260	0,028	-0,0246	0,038	-0,0237	0,045
Padre laureato	0,0492	0,012	0,0492	0,012	0,0485	0,013	0,0462	0,018
Costante	9,3596	0,000	9,3598	0,000	9,3897	0,000	9,3796	0,000
R <sup>2</sup> corretto	0,2982		0,2982		0,3002		0,3008	

Fonte: elaborazioni su dati ISFOL-PLUS 2005-043

Tabella 6b: Regressione OLS dei salari netti mensili dei lavoratori dipendenti full time annui per background familiare; 10.742 osservazioni.

Variabili	Coefficiente	P value	Coefficiente	P value	Coefficiente	P value	Coefficiente	P value
Maschio	0,1979	0,000	0,1988	0,000	0,1999	0,000	0,2030	0,000
Nord	0,0762	0,000	0,0765	0,000	0,0764	0,000	0,0779	0,000
Centro	0,0522	0,000	0,0523	0,000	0,0549	0,000	0,0535	0,000
Esperienza	0,0225	0,000	0,0225	0,000	0,0225	0,000	0,0227	0,000
Esperienza <sup>2</sup>	-0,0003	0,000	-0,0003	0,000	-0,0003	0,000	-0,0003	0,000
Tenure>10 anni	0,0544	0,000	0,0541	0,000	0,0503	0,000	0,0496	0,000
Dipendente a termine	-0,1098	0,000	-0,1098	0,000	-0,1073	0,000	-0,1069	0,000
Servizi			0,0064	0,424	0,0030	0,713	0,0036	0,654
Pubblico impiego			-0,0015	0,841	-0,0131	0,085	-0,0137	0,071
Overeducation					-0,0651	0,000	-0,0632	0,000
Voto alto							0,0529	0,000
Al massimo istruzione dell'obbligo	-0,1823	0,000	-0,1814	0,000	-0,1570	0,000	-0,1519	0,000
Laurea	0,2265	0,000	0,2259	0,000	0,2184	0,000	0,1936	0,000
Padre al più istruzione dell'obbligo	-0,0451	0,000	-0,0449	0,000	-0,0426	0,000	-0,0412	0,000
Padre laureato	0,0289	0,045	0,0290	0,044	0,0292	0,041	0,0257	0,073
Costante	6,6521	0,000	6,6473	0,000	6,6762	0,000	6,6640	0,000
R <sup>2</sup> corretto	0,3679		0,3678		0,3730		0,3753	

Fonte: elaborazioni su dati ISFOL-PLUS 2005-043

Tabella 7a: Regressione OLS dei salari lordi annui per combinazione dei titoli di studio padri-figli; 14.824 osservazioni.

Variabili esplicative	Coefficiente	Errore standard	t	P value
Maschio	0,2733	0,0093	29,51	0,0000
Nord	0,1246	0,0100	12,43	0,0000
Centro	0,0767	0,0124	6,19	0,0000
Esperienza	0,0258	0,0015	17,04	0,0000
Esperienza <sup>2</sup>	-0,0004	0,0000	-11,11	0,0000
Tenure>10 anni	0,0802	0,0123	6,50	0,0000
Dipendente a termine	-0,0732	0,0147	-4,97	0,0000
Autonomo	-0,0627	0,0125	-5,01	0,0000
Parasubordinato	-0,6487	0,0233	-27,90	0,0000
Part-time	-0,3419	0,0141	-24,33	0,0000
Padre obbligo/Figlio obbligo	-0,2569	0,0175	-14,68	0,0000
Padre diplomato/Figlio obbligo	-0,1510	0,0503	-3,00	0,0030
Padre laureato/Figlio obbligo	-0,1420	0,1541	-0,92	0,3570
Padre obbligo/Figlio diplomato	-0,0244	0,0155	-1,58	0,1150
Padre laureato/Figlio diplomato	0,1060	0,0344	3,08	0,0020
Padre obbligo/Figlio laureato	0,2146	0,0184	11,66	0,0000
Padre diplomato/Figlio laureato	0,2273	0,0206	11,02	0,0000
Padre laureato/Figlio laureato	0,2590	0,0239	10,85	0,0000
Costante	9,3561	0,0201	465,33	0,0000
Numero di osservazioni	14.824			
F ( 18, 14.805)	351,28			
P value test F	0,000			
R <sup>2</sup>	0,299			
R <sup>2</sup> corretto	0,298			

Fonte: elaborazioni su dati ISFOL-PLUS 2005-043

Tabella 8a: Numeri indice dei salari lordi annui per titolo di studio di padre e figlio (diplomato figlio di diplomato = 100).

		Titolo di studio del figlio		
		Al massimo scuola media	Diploma secondario superiore	Laurea
Titolo di studio del padre	Al massimo scuola media	74,3	97,6	121,5
	Diploma secondario superiore	84,9	100,0	122,7
	Laurea	85,8	110,6	125,9

Fonte: elaborazioni su dati ISFOL-PLUS 2005-043

Tabella 9a: Test di uguaglianza dei coefficienti delle combinazioni dei titoli di studio (per titolo di studio del figlio) della regressione OLS dei salari lordi annui.

Restrizioni testate	Test F	P value
Padre laureato/Figlio laureato = Padre diplomato/Figlio laureato	1,64	0,1999
Padre laureato/Figlio laureato = Padre obbligo/Figlio laureato	3,77	0,0522
Padre diplomato/Figlio laureato = Padre obbligo/Figlio laureato	0,42	0,5148
Padre laureato/Figlio diplomato = Padre diplomato/Figlio diplomato	9,5	0,0021
Padre laureato/Figlio diplomato = Padre obbligo/Figlio diplomato	16,28	0,0001
Padre diplomato/Figlio diplomato = Padre obbligo/Figlio diplomato	2,49	0,1148
Padre laureato/Figlio obbligo = Padre diplomato/Figlio obbligo		non affidabile
Padre laureato/Figlio obbligo = Padre obbligo/Figlio obbligo		non affidabile
Padre diplomato/Figlio obbligo = Padre obbligo/Figlio obbligo	4,59	0,0323

Fonte: elaborazioni su dati ISFOL-PLUS 2005-043

Tabella 7b: Regressione OLS dei salari netti mensili dei lavoratori dipendenti full time per combinazione dei titoli di studio padri-figli; 10.742 osservazioni.

Variabili esplicative	Coefficiente	Errore standard	t	P value
Maschio	0,1978	0,0063	31,54	0,0000
Nord	0,0758	0,0070	10,88	0,0000
Centro	0,0519	0,0087	5,97	0,0000
Esperienza	0,0226	0,0012	19,52	0,0000
Esperienza <sup>2</sup>	-0,0003	0,0000	-12,4	0,0000
Tenure>10 anni	0,0541	0,0089	6,11	0,0000
Dipendente a termine	-0,1097	0,0098	-11,15	0,0000
Padre obbligato/Figlio obbligato	-0,2231	0,0126	-17,75	0,0000
Padre diplomato/Figlio obbligato	-0,1392	0,0360	-3,87	0,0000
Padre laureato/Figlio obbligato	-0,0099	0,1252	-0,08	0,9370
Padre obbligato/Figlio diplomato	-0,0372	0,0110	-3,38	0,0010
Padre laureato/Figlio diplomato	0,0329	0,0262	1,26	0,2090
Padre obbligato/Figlio laureato	0,1857	0,0128	14,49	0,0000
Padre diplomato/Figlio laureato	0,2370	0,0147	16,14	0,0000
Padre laureato/Figlio laureato	0,2607	0,0175	14,93	0,0000
Costante	6,6456	0,0143	463,52	0,0000
Numero di osservazioni	10.007			
F ( 15, 9.991)	389,20			
P value test F	0,000			
R <sup>2</sup>	0,369			
R <sup>2</sup> corretto	0,368			

Fonte: elaborazioni su dati ISFOL-PLUS 2005-043

Tabella 8b: Numeri indice dei salari netti mensili dei lavoratori dipendenti full time per titolo di studio di padre e figlio (diplomato figlio di diplomato = 100).

		Titolo di studio del figlio		
		Al massimo scuola media	Diploma secondario superiore	Laurea
Titolo di studio del padre	Al massimo scuola media	77,7	96,3	118,6
	Diploma secondario superiore	86,1	100,0	123,7
	Laurea	99,0	103,3	126,1

Fonte: elaborazioni su dati ISFOL-PLUS 2005-043

Tabella 9b: Test di uguaglianza dei coefficienti delle combinazioni dei titoli di studio (per titolo di studio del figlio) della regressione OLS dei salari netti mensili dei lavoratori dipendenti full time.

Restrizioni testate	Test F	P value
Padre laureato/Figlio laureato = Padre diplomato/Figlio laureato	1,74	0,1873
Padre laureato/Figlio laureato = Padre obbligo/Figlio laureato	20,88	0,0000
Padre diplomato/Figlio laureato = Padre obbligo/Figlio laureato	14,52	0,0001
Padre laureato/Figlio diplomato = Padre diplomato/Figlio diplomato	1,58	0,2090
Padre laureato/Figlio diplomato = Padre obbligo/Figlio diplomato	8,03	0,0046
Padre diplomato/Figlio diplomato = Padre obbligo/Figlio diplomato	11,43	0,0070
Padre laureato/Figlio obbligo = Padre diplomato/Figlio obbligo		non affidabile
Padre laureato/Figlio obbligo = Padre obbligo/Figlio obbligo		non affidabile
Padre diplomato/Figlio obbligo = Padre obbligo/Figlio obbligo	5,61	0,0179

Fonte: elaborazioni su dati ISFOL-PLUS 2005-043