

CAPITOLO NONO

LA SCUOLA COME INVESTIMENTO

In questo capitolo si presenta evidenza recente sui rendimenti dell'istruzione in Italia, utilizzando come base dati l'Indagine sui Bilanci delle Famiglie Italiane, condotta bi-annualmente su un campione rappresentativo della popolazione italiana, liberamente accessibile con finalità di ricerca.¹ Il vantaggio di questa base di dati è la raccolta di informazioni dettagliate sulle diverse fonti di reddito percepito dagli individui nell'arco della vita, che permettono quindi di valutare con maggior precisione le eventuali differenze reddituali eventualmente correlate al possesso di diversi titoli di studio.

1. Crescente scolarizzazione nello scorso secolo

Se si combinano le informazioni relative al massimo titolo di studio conseguito dagli intervistati contenute nelle diverse indagini, e le si riaggregano per anno di nascita, otteniamo il quadro riportato in tabella 9.1 e rappresentato con maggior dettaglio in figura 9.1. Da essa si ravvisa come le generazioni nate prima della Grande Guerra fossero in gran parte analfabete, dal momento che quasi metà della popolazione non possedeva alcun titolo di studio ed un altro 40% completava soltanto la scuola elementare (numero medio di anni di scolarità pari a 3.6). La popolazione nata a cavallo delle due guerre vede prevalere la scuola elementare come titolo di studio modale, mentre la quota delle persone senza titolo si riduce gradualmente (ed infatti gli anni di scolarità diventano 6.4 per la generazione nata negli anni 30). Ma il vero decollo avviene nel secondo dopoguerra, ed in particolare per i nati dopo il 1952, che nel 1963 sperimentano la riforma della scuola media unificata e l'innalzamento dell'obbligo scolastico a 8 anni di scuola, che infatti viene raggiunto a fine decennio (portando la media degli anni di scolarità nella corte

¹ Documentazione e dati sono reperibili al sito <https://www.bancaditalia.it/statistiche/tematiche/indagini-famiglie-imprese/bilanci-famiglie/>. Nel corso di questo capitolo si utilizzano le indagini riferite agli anni 1993, 1995, 1998, 2000, 2002, 2004, 2006, 2008, 2010, 2012, 2014 e 2016, mentre sono state scartate le rilevazioni 1987, 1989 e 1991 in quanto non contengono informazioni sul background familiare dei capifamiglia e dei loro coniugi/conviventi.

a 10 anni). Decolla nel contempo la frequenza alla scuola secondaria, che ormai viene completata da un terzo della coorte, mentre i laureati rimangono inferiori al 10% fino alla coorte nata negli anni '70, che sperimenta la riforma dei cicli universitari nota come riforma del "3+2". L'impatto è lento ma visibile: nell'ultima coorte analizzata, nata negli anni '80, i laureati triennali sono circa il 10% a cui si somma un 15% di laureati magistrali (e gli anni medi di scolarità si attestano ormai a 13, corrispondenti al completamento della scuola secondaria di secondo grado). Una scolarizzazione di massa così veloce ha suscitato in più di un osservatore [Bertola and Sestito 2011] il timore di un'inflazione delle credenziali educative, con la conseguente caduta del valore di mercato della formazione ricevuta. Tuttavia, nella misura in cui il cambiamento tecnologico richiede maggior qualificazione nella forza lavoro, la domanda di personale più istruito può crescere, anche a ritmi maggiori di quanto non aumentino le iscrizioni.² Per questa ragione lo studio della dinamica del rendimento dell'istruzione può fornire indicazioni sull'evolversi di questo confronto: rendimenti decrescenti segnalerebbero una domanda stagnante a fronte di una offerta crescente, e viceversa rendimenti crescenti indicherebbero una domanda insoddisfatta.

2. Il rendimento monetario dell'istruzione

Dal momento che la scelta di istruirsi comporta dei costi presenti nell'aspettativa di benefici futuri, gli economisti hanno elaborato il modello del capitale umano, dove i costi correnti sono dati principalmente dal mancato guadagno (cioè il costo-opportunità dovuto al tempo trascorso a scuola) e i benefici futuri sono dati dalla maggiorazione retributiva attesa. Il rendimento dell'istruzione viene definito come il rendimento interno di tale investimento (ovverosia quel tasso di sconto che rende un individuo indifferente tra scegliere di investire in istruzione o andare a lavorare) e può

² In letteratura questo confronto tra domanda ed offerta di qualificazioni nel mercato del lavoro è indicato come *Tinbergen's race* [Tinbergen 1971]. Più recentemente sullo stesso problema in riferimento al caso degli Stati Uniti si veda Goldin e Katz 2010.

essere empiricamente misurato utilizzando campioni rappresentativi della popolazione in cui si osservino scelte formative diverse.³

2.1 Il modello Minceriano

Seguendo l'approccio di Mincer [1974] abbiamo quindi stimato la seguente relazione

$$\log(\text{reddito}_{it}) = \alpha + \beta \text{anni scolarità}_{it} + \gamma \text{genere}_{it} + \delta_0 \text{età}_{it} + \delta_1 \text{età}_{it}^2 + \eta \text{regione nascita}_{it} + \epsilon_{it}$$

dove il logaritmo del reddito dell'individuo i -esimo intervistato nell'anno t viene regredito sugli anni di scolarità posseduti dall'individuo (e desunti dal massimo titolo di studio conseguito, ignorando quindi abbandoni prima del conseguimento, bocciature e carriere interrotte) oltre che una serie di covariate (genere, età e macro-regione di nascita). Il parametro β fornisce una stima della differenza percentuale di reddito associata ad un anno di scolarità in più. Si considerino infatti due individui, i e j , che siano identici (stesso genere, stessa età e stesso luogo di nascita) ma differiscano per il fatto che il primo abbia studiato s anni di scuola e il secondo $(s + 1)$ anni. Applicando la formula precedente avremo che la differenza nei loro redditi sarà data da

$$\log(\text{reddito}_{jt}) - \log(\text{reddito}_{it}) = \beta(s + 1) - \beta s = \beta$$

Ricordando infine che la differenza tra logaritmi approssima la variazione percentuale avremo che

$$\begin{aligned} \log(\text{reddito}_{jt}) - \log(\text{reddito}_{it}) &= \log\left(\frac{\text{reddito}_{jt}}{\text{reddito}_{it}}\right) \\ &= \log\left(1 + \frac{\text{reddito}_{jt} - \text{reddito}_{it}}{\text{reddito}_{it}}\right) \\ &\cong \frac{\text{reddito}_{jt} - \text{reddito}_{it}}{\text{reddito}_{it}} = \beta \end{aligned}$$

³ Un'esposizione didattica del modello del capitale umano è nel cap.6 di Pepi De Caleo e Brucchi Luchino 2015. Il modello originario del capitale umano è in Becker 1964.

2.2 Le stime OLS

La figura 9.2 riporta le stime del parametro β condotte indagine per indagine, in riferimento sia ai soli redditi da lavoro dipendente (quelli per cui il paradigma della domanda e dell'offerta si rivela più appropriato – grafico di sinistra) sia ai redditi complessivi percepiti dall'intervistato (approssimando in questo caso il prestigio sociale complessivamente conseguibile, che tiene anche conto di risparmi e accumulo di capitale – grafico di destra).⁴ Nel grafico emerge chiaramente che il rendimento monetario dell'istruzione è rimasto costante nell'arco degli ultimi 23 anni (1993-2016), compreso tra il 5 e il 6% per ogni anno di istruzione aggiuntivo, o è addirittura crescente (dal 7 al 9%) qualora si consideri il rendimento in riferimento ai redditi complessivi. Non deve stupire questa divergenza di andamento, dal momento che il secondo andamento tiene conto anche dei lavoratori autonomi, che in media hanno meno sofferto riduzioni di reddito durante gli anni della recessione (2010-2014). È infine importante rammentare che in tutti i casi si tratta di rendimenti al netto della tassazione, dal momento che l'Indagine della Banca d'Italia rileva i redditi netti; questo implica che data la progressività del sistema di tassazione italiano, i corrispondenti redditi lordi differirebbero in modo più pronunciato, portando a stime dei rendimenti più elevate.

Se mettiamo in connessione le stime relative ai redditi da lavoro dipendente e la scolarità media nella popolazione, possiamo meglio ricostruire l'evoluzione temporale di questo fenomeno. Osservando il grafico di sinistra di figura 9.3 si possono ravvisare tre fasi che caratterizzano il ventennio sotto analisi: gli anni '90 (indagini 1993-1995-1998), gli anni pre-crisi (indagini 2000-2002-2004-2006-2008) e gli anni della crisi e del superamento (indagini 2010-2012-

⁴ In questo secondo caso vengono presi in considerazione i redditi da lavoro dipendente, i redditi da lavoro autonomo, sussidi e trasferimenti pubblici (incluse le pensioni) e i redditi da capitale (distribuiti in modo uguale tra i membri conviventi di una famiglia). La stima è ristretta alla popolazione in età compresa tra 25 e 64 anni, per assicurarsi che abbiano potenzialmente concluso gli studi e la probabilità di sopravvivenza non sia eccessivamente influenzata dalle differenze nella scolarità posseduta.

2014-2016). In ciascun sotto-periodo la relazione tra prezzo (il rendimento dell'istruzione) e quantità (gli anni medi di scolarità nella popolazione) è negativo, come ci aspetteremmo lungo una tradizionale domanda di lavoro. Tuttavia questa domanda di lavoro sembra evolvere nel tempo assorbendo man mano lavoratori sempre più scolarizzati e qualificati, al punto che nel lungo periodo la relazione tra prezzi e quantità appare positiva (come predirebbe la curva di offerta: le persone hanno acquisito sempre più scolarità dal momento che tale scelta si rivelava conveniente).

2.3 Le stime con variabili strumentali (IV)

Nelle figure 9.2 e 9.3 si mostrano anche stime del rendimento ottenute con metodi di stima diversi, che tuttavia mostrano dinamiche temporali simili seppur con valori di stima dei rendimenti più elevati. Vi è infatti una abbondante letteratura economica che discute della correttezza delle stime ottenute con i metodi di stima tradizionali, basati sui minimi quadrati ordinari [per tutti si veda Card 2011]. Vi sono infatti diverse ragioni per cui queste stime possono rivelarsi distorte, di cui una rilevante è legata all'impossibilità di controllare per fattori non osservabili (quali intelligenza, creatività, sicurezza di sé, e così via). Se le scelte scolastiche si rivelano correlate ai fattori non misurabili (per esempio perché le persone più intelligenti fanno meno fatica a scuola e quindi conseguono più facilmente titoli di studio più elevati), allora la presenza di variabili omesse (perché non rilevate e/o non misurabili) rende potenzialmente endogena la misura della scolarità, violando una delle ipotesi di base del modello di stima basato sui minimi quadrati. A questo problema sono state proposte diverse soluzioni, che hanno in comune la strategia di cercare variazioni puramente esogene della scolarità, a parità di tutto il resto (tipicamente le riforme dell'ordinamento scolastico: Brunello *et al.* 2009). In questo capitolo si è utilizzata come informazione esterna

che ha un impatto sulla scolarità individuale (*variabile strumentale*) l'istruzione più elevata nella coppia dei genitori dell'intervistato.⁵ Le stime con variabili strumentali mostrano valori mediamente più elevati di quelli ottenuti con i minimi quadrati (nell'ordine del 8% per i redditi da lavoro e crescenti tra 9 e 14% nel caso dei redditi totali), confermando l'idea che la scolarità conseguita dagli individui contiene degli elementi di endogeneità, che ogni studio in tema dovrebbe in qualche modo risolvere in fase di stima. Quello che però appare rassicurante è che in nessun caso questi rendimenti presentino un profilo temporale discendente, confermando anzi l'idea che nel medio periodo i rendimenti si stiano alzando in parallelo al crescere della scolarità nella popolazione (grafico destro di figura 9.3).

2.4 Le stime per titolo di studio

Le analisi precedenti sono fondate sull'idea che il capitale umano sia perfettamente frazionabile, tanto che ciascun individuo possa scegliere di acquisire la quantità di istruzione che lo renda indifferente tra restare un ulteriore anno a scuola o andare a lavorare. Si tratta chiaramente di una approssimazione, che possiamo cercare di valutare discretizzando la variabile scolarità in riferimento alle diverse tipologie di titoli di studio conseguibili. In simboli il modello stimato è il seguente

$$\log(\text{reddito}_{it}) = \alpha + \sum_{k=2}^8 \beta_k \text{titolo di studio}_{kit} + \gamma \text{genere}_{it} + \delta_0 \text{età}_{it} + \delta_1 \text{età}_{it}^2 + \eta \text{regione nascita}_{it} + \epsilon_{it}$$

dove $\text{titolo di studio}_{kit}$, $k = 1, 2, \dots, 8$ è una variabile dicotomica corrispondente al titolo di studio posseduto dall'individuo i

⁵ Tale informazione viene rilevata in riferimento al capofamiglia e al coniuge/convivente (nelle indagini 2008-2010-2012 al solo capofamiglia), e si è utilizzato per ciascun intervistato il titolo di studio più elevato nella coppia dei rispettivi genitori. L'utilizzo dell'istruzione dei genitori come variabile strumentale è criticato a fronte della possibilità di trasmissione intergenerazionale di alcune delle caratteristiche non osservabili accennate nel testo, ma ai nostri fini puramente descrittivi essa permette una adeguata dinamica dei trend temporali.

intervistato nell'indagine t .⁶ La figura 9.4 riporta la stima dei diversi coefficienti β_k in riferimento ai redditi totali; essi devono essere letti come la differenza percentuale media di reddito rispetto alle persone senza titolo di studio. Quindi per esempio il possesso del diploma di terza media è in media associato ad un reddito complessivo superiore del 50% a quello di un senza titolo, mentre il diploma di maturità è associato ad una differenza media del 100%, anche se la stessa è andata riducendosi in anni più recenti. Questa modalità permette di analizzare l'eventuale sostituibilità di due titoli di studio contigui, andando a verificare se i due corrispondenti rendimenti ricadono ciascuno nell'intervallo di confidenza dell'altro, indicando che i due titoli di studio risultano indistinguibili dal punto di vista del rendimento assicurato. I coefficienti stimati e i rispettivi errori standard sono riportati in tabella 9.2. Sull'intero periodo campionario i rendimenti dei diversi titoli di studio appaiono statisticamente differenziati (ovvero un test F rigetta l'ipotesi della loro identità), giustificando quindi lo sforzo associato al loro conseguimento. Tuttavia osservando la loro dinamica temporale in figura 9.4 si nota che per alcuni periodi temporali i rendimenti si sono avvicinati, come se il mercato del lavoro li percepisse come equivalenti. Si prenda ad esempio la differenza tra lauree triennali e lauree specialistiche/magistrali. Entrate nel mondo del lavoro a partire dal 2002, il rendimento associato ai due titoli è statisticamente indistinguibile fino al 2012, a partire dalla qual data si differenzia in modo più marcato. Analogamente la differenziazione tra lauree specialistiche/magistrali e titoli post-laurea rimane significativa solo fino al 2006, ma scompare (dal punto di vista statistico) nelle indagini successive. Dall'altro lato della distribuzione dei titoli scolastici è invece interessante notare come la differenza tra il

⁶ I titoli di studio possibili rilevati dall'indagine sono 1 "nessun titolo" 2 "licenza elementare" 3 "licenza media inferiore" 4 "diploma secondaria 2-3anni" 5 "diploma secondaria 5anni (maturità)" 6 "laurea triennale" 7 "laurea vecchio ordinamento/ laurea magistrale" 8 "titoli post-laurea (master, dottorato, specialità)".

conseguimento di un diploma bi-triennale di scuola secondaria mantenga una differenza statisticamente significativa rispetto al conseguimento del solo diploma di scuola media, a riprova che rimane conveniente (quanto meno dal punto di vista monetario) per gli adolescenti italiani proseguire almeno fino al completamento dell'obbligo scolastico, attualmente posto a 16 anni. Da ultimo si consideri la differenza tra diploma di maturità e laurea triennale.⁷ Da più parti si è sentita l'opinione secondo la quale i laureati triennali avrebbero sostituito i diplomati, ma tale affermazione appare senza fondamento statistico: il differenziale di rendimento è positivo e statisticamente significativo in tutto il periodo 2002-2014, anche se si annulla nell'ultima rilevazione (2016).

Concludendo possiamo quindi affermare che la struttura dei rendimenti dei diversi titoli di studio italiani appare ragionevole in quanto confermata dal riconoscimento nel mercato del lavoro, anche se si sono registrati ritardi nell'adeguamento delle percezioni da parte dei soggetti che vi operano. Qualora poi si vogliano rappresentare questi stessi rendimenti in riferimento alla durata legale dei corsi di studio (vedi figura 9.5) si osserva che l'ipotesi di linearità (sottostante la stima del rendimento annuale illustrata in precedenza) appare non contraddetta dalla stima per titoli di studio. Si noti altresì che il fenomeno di "convessificazione" dei rendimenti (ovverosia il rendimento marginale aumenterebbe al crescere dei livelli di istruzione) segnalato dalla letteratura in riferimento al caso statunitense [Acemoglu e Autor 2011] non trova riscontro nel caso italiano. Si nota piuttosto un abbassamento della curva dei rendimenti durante gli anni della crisi (2010-2012) e un tendenziale appiattimento della stessa nelle due indagini più recenti.

⁷ La laurea triennale è stata introdotta nell'ordinamento universitario italiano a partire dal 1999, e ad esclusione dei limitati casi di transizione dal vecchio al nuovo ordinamento i nuovi titoli hanno cominciato a comparire nel mercato del lavoro dopo il 2002. In precedenza (1995) erano stati introdotti i diplomi universitari, corsi triennali senza possibilità di prosecuzione ulteriore nei percorsi accademici, ma furono velocemente sostituiti dalle lauree triennali, nonostante un relativo successo di iscrizioni.

3. Il rendimento occupazionale dell'istruzione

L'istruzione acquisita non è solo associata ad una maggior retribuzione nell'arco della vita, ma ad anche una maggior probabilità di occupazione. In tabella 9.3 riportiamo i tassi di occupazione per titolo di studio, registrati nell'arco del ventennio di analisi. Da essa si evince come tale variabile esibisca un trend crescente, anche durante gli anni della crisi, ma mantenga nel contempo una correlazione positiva in riferimento al titolo di studio posseduto dalla popolazione: mentre tra le persone con al massimo la licenza elementare lavorano al massimo una su tre, tra i laureati lavorano in tre su quattro.

In analogia con quanto già analizzato in riferimento al guadagno retributivo correlato alla maggior retribuzione, anche in riferimento alla probabilità di occupazione è possibile stimare il guadagno atteso associato ad un anno aggiuntivo di istruzione stimando la seguente relazione (modello probabilistico lineare).

$$\text{prob}(\text{occupazione}_{it}) = \alpha + \beta \text{anni scolarità}_{it} + \gamma \text{genere}_{it} + \delta_0 \text{età}_{it} + \delta_1 \text{età}_{it}^2 + \eta \text{regione nascita}_{it} + \epsilon_{it}$$

La stima del parametro β per ciascuna rilevazione è riportata in figura 9.6, dove si osserva come il vantaggio occupazionale associato all'istruzione è significativamente aumentato a partire dagli anni della crisi. Mentre fino al 2006 un anno di istruzione era associato ad un incremento del 2.2% del tasso di occupazione, tale guadagno cresce di un ulteriore punto percentuale a partire dal 2010, suggerendo che la relazione tra occupabilità e scolarità sia divenuta più inclinata in anni più recenti. Quando si consideri il contributo in probabilità di occupazione di ciascun titolo di studio (vedi figura 9.7), si nota innanzitutto una tendenza generalizzata al rialzo negli anni più recenti. La stessa figura conferma quanto già discusso a proposito della ricezione delle diverse credenziali educative nel mercato del lavoro italiano: il possesso di una laurea triennale nel periodo immediatamente successivo alla sua introduzione nell'ordinamento (2002-2006) assicura un guadagno

occupazionale addirittura superiore a quello delle lauree tradizionali e/o delle lauree specialistiche, salvo perdere questo vantaggio persino nei confronti dei diplomati della scuola secondaria nel periodo successivo (2008-2010). Analogamente il vantaggio occupazionale dei possessori di titoli post-laurea (master e dottorati) rispetto ai laureati magistrali sembra inesistente a partire dal 2004, indicando che il mercato del lavoro italiano sembra incapace di assorbire e premiare i livelli più elevati di qualificazione (offrendo una razionalizzazione delle preoccupazioni espresse riguardo al *brain drain* sperimentato dall'Italia nell'ultimo decennio – si veda al riguardo Becker *et al.* 2004).

4. La dinamica dei redditi nell'arco della vita

Quanto abbiamo fino ad ora illustrato si riferisce ad effetti medi nell'arco della vita delle persone. Ma come si dispiegano i vantaggi reddituali e occupazionali lungo la vita degli italiani ?⁸ Nelle figure 9.8 e 9.9 riportiamo una stima del profilo temporale rispettivamente dei redditi e della probabilità di occupazione, disaggregati per titolo di studio. Entrambe le figure sono coerenti con l'aspettativa teorica del modello del capitale umano: coloro che hanno investito maggiormente in istruzione (e quindi posseggono titoli di studio più elevati) lavorano con maggior probabilità e più a lungo, al fine di massimizzare il rendimento ottenibile dal loro investimento (figura 9.9). Per contro il profilo retributivo si differenzia significativamente tra persone con credenziali di istruzione terziaria e persone con istruzione secondaria o inferiore: per i primi il gradiente dei redditi totali è crescente fino all'età del presumibile pensionamento (che viene posticipato rispetto ai lavoratori con minor istruzione, plausibilmente a causa della minor onerosità e/o del maggior coinvolgimento professionale), mentre per i secondi la prospettiva di reddito diventa velocemente piatta dopo i quaranta anni, suggerendo l'assenza di prospettive di carriera (figura 9.8).

⁸ Per maggior comparabilità tra indagini condotte nell'arco di un ventennio, abbiamo convertito i redditi totali a prezzi costanti (2016=100). I tassi di occupazione sono per definizione confrontabili intertemporalmente.

5. Differenziali di genere

Non possiamo concludere questa rassegna senza toccare il tema dei differenziali di genere. È noto che le donne sperimentano penalizzazioni in termini di retribuzioni e di prospettive di carriera, nonostante le giovani generazioni siano ormai più scolarizzate della controparte maschile. In tabella 9.4 riportiamo i differenziali di scolarità, occupazione e redditi da lavoro per la popolazione in età di lavoro (25-64 anni) e per le giovani generazioni che entrano nel mercato del lavoro (25-34 anni). Da essa si nota che nonostante la maggior scolarità (per l'intero periodo campionario quando si considerano le giovani generazioni, e dall'indagine 2008 per l'intera popolazione), il divario occupazionale si è dimezzato nell'arco dell'ultimo ventennio, più marcatamente nelle giovani generazioni (anche a causa del declino nel tasso di occupazione dei giovani uomini). Anche il divario retributivo si è parallelamente ridotto, e per le giovani generazioni i redditi da lavoro ad inizio carriera sono molto simili.

Dal momento che questi confronti sono inevitabilmente influenzati da effetti di composizione, abbiamo ripetuto la stima del rendimento dell'istruzione introducendo l'interazione tra scolarità e genere:

$$\begin{aligned} \log(\text{reddito}_{it}) = & \alpha + \beta \text{anni scolarità}_{it} + \gamma \text{genere}_{it} \\ & + \lambda \text{anni scolarità}_{it} \times \text{genere}_{it} + \delta_0 \text{età}_{it} + \delta_1 \text{età}_{it}^2 \\ & + \eta \text{regione nascita}_{it} + \epsilon_{it} \end{aligned}$$

Il coefficiente λ misura se la scolarità contribuisca o meno a ridurre i divari di genere. La tabella 9.5 riporta la stima di questo coefficiente sull'intero campione e per ogni indagine (coefficienti segnalati dalle celle in grigio). Da essa si nota come la stima sia costantemente positiva e statisticamente significativa, sia che si considerino i redditi da lavoro, i redditi totali o la probabilità d'impiego. Questo suggerisce che l'istruzione possa aver operato (e continui ad operare) come fattore di riduzione delle diseguaglianze di genere nel mercato del lavoro italiano. Ovviamente non possiamo interpretare questo effetto in senso strettamente causale, dal momento che questa correlazione positiva potrebbe semplicemente riflettere il trend positivo seguito dai differenziali di scolarità e di

partecipazione al mercato del lavoro.⁹ Tuttavia la descrizione dei trend sperimentati negli ultimi vent'anni permettono un certo ottimismo sulla progressiva scomparsa di questa dimensione della diseguaglianza [anche se altri fattori non considerati in questa analisi possono ostacolare questo processo di convergenza – si veda De Paola 2016].

6. Conclusioni

In questo capitolo abbiamo mostrato come il rendimento dell'istruzione nel mercato del lavoro italiano sia rimasto costante nonostante la crescente scolarizzazione; per contro, l'istruzione appare uno strumento sempre più rilevante per assicurare l'accesso all'occupazione. L'articolazione del processo formativo per stadi successivi appare coerentemente recepita dal mercato del lavoro sia in termini monetari che di probabilità di occupazione, anche se si registrano transitoriamente fenomeni di sovrapposizione. Quando si considerano i differenziali di genere, emerge come la crescente scolarizzazione si sia associata ad una riduzione dei divari a favore della componente femminile.

Ovviamente i rendimenti sociali dell'istruzione sono ben più ampi di quelli considerati in questo capitolo (basti pensare agli effetti sulla salute e conseguentemente sulla speranza di vita, o a quelli sulla fertilità). Ma questo è oggetto di altri capitoli.

⁹ La stima dei rendimenti del mercato del lavoro di tabella 9.5 utilizzando l'istruzione dei genitori (da sola e interagita col genere) come variabili strumentali produce una stima del coefficiente λ positiva e statisticamente significativa (ad esclusione delle prime due survey).

Riferimenti bibliografici

Acemoglu, Daron and David Autor

2011. *Skills, Tasks and Technologies: Implications for Employment and Earnings*. Chapter 12 of O.Ashenfelter and D.Card (eds), *Handbook of labor economics*, volume 4, Part B, pp.1043-1171

Becker, Gary S.

1964. *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education*. New York, National Bureau of Economic Research; trad. it. [- *Il capitale umano*, Roma-Bari, Laterza, 2008].

Becker, Sascha O., Andrea Ichino and Giovanni Peri

2004. How large is the "brain drain" from Italy? in «*Giornale degli Economisti e Annali di Economia*» Nuova Serie, Vol. 63 (Anno 117), N. 1, pp. 1-32

Bertola, Giuseppe and Paolo Sestito

2011. *A Comparative Perspective on Italy's Human Capital Accumulation*. Quaderni di Storia Economica Banca d'Italia n.6

Brunello, Giorgio, Margherita Fort and Guglielmo Weber

2009. *Changes in compulsory schooling, education and the distribution of wages in Europe*. in «*The Economic Journal*», vol.119 (March), pp.516–539

Card, David

2001. *Estimating the Return to Schooling: Progress on Some Persistent Econometric Problems*. in «*Econometrica*», vol. 69, n.5, pp.1127-1160.

De Paola, Maria

2016. *Gender Gaps and Gender Differences in Preferences and Attitudes: Evidence from Italy*. in «*Politica Economica*», vol.1, pp.3-26

Goldin, Claudia and Lawrence Katz
2010. *The race between education and technology*. Cambridge,
MA: Harvard University Press.

Mincer, Jacob A.
1974. *Schooling, Experience, and Earnings*. New York, National
Bureau of Economic Research.

Tinbergen, Jan
1974. *Substitution of Graduate by Other Labour*. in «Kyklos»,
vol.27, n.2, pp.217-226

Tabelle

Tab. 9.1. *Distribuzione percentuale della popolazione per coorte di nascita e massimo titolo di studio conseguito*

coorte di nascita	nessun titolo	licenza elementare	licenza media	diploma 2-3 anni	diploma 5 anni	laurea triennale	laurea/ laurea magistrale	post-laurea	Totale
inf 1910	43.27	42.91	6.46	0.53	6.59	0.00	0.24	0.00	100.00
1910-19	37.10	46.66	8.24	0.71	5.45	0.07	1.73	0.04	100.00
1920-29	24.15	53.31	10.07	2.11	7.36	0.07	2.84	0.10	100.00
1930-39	14.04	52.70	17.21	2.33	9.99	0.10	3.55	0.09	100.00
1940-49	4.21	39.10	26.58	5.09	17.69	0.29	6.88	0.17	100.00
1950-59	1.59	18.00	35.46	6.84	27.91	0.64	9.08	0.48	100.00
1960-69	0.75	5.75	39.09	8.27	34.64	1.08	9.88	0.54	100.00
1970-79	0.47	3.00	31.25	8.68	39.47	2.07	14.08	0.98	100.00
sup1979	0.19	1.54	24.03	9.54	38.98	6.67	17.65	1.40	100.00
Totale	6.17	24.13	28.30	6.10	25.20	1.06	8.58	0.47	100.00

Fonte: elaborazioni su dati Indagine SHIW Banca d'Italia – indagini da 1993 a 2016 – popolazione in età superiore a 25 anni.

Tab. 9.2. *Stima dei rendimenti associati al possesso delle diverse credenziali educative - OLS*

	intero campione	1993	1995	1998	2000	2002	2004	2006	2008	2010	2012	2014	2016
licenza	0.253	0.192	0.214	0.321	0.244	0.338	0.325	0.158	0.177	0.271	0.004	0.009	-0.106
elementare	(0.028)***	(0.047)***	(0.052)***	(0.084)***	(0.096)**	(0.102)***	(0.159)**	-0.096	(0.092)*	-0.181	-0.132	-0.203	-0.21
licenza media	0.629	0.553	0.577	0.565	0.613	0.651	0.574	0.449	0.46	0.564	0.281	0.411	0.56
inferiore.	(0.027)***	(0.050)***	(0.056)***	(0.084)***	(0.095)***	(0.100)***	(0.160)***	(0.093)***	(0.087)***	(0.176)***	(0.115)**	(0.192)**	(0.134)***
diploma 3anni	0.865	non	0.756	0.777	0.784	0.812	0.797	0.646	0.63	0.843	0.49	0.637	0.851
	(0.029)***	rilevato	(0.065)***	(0.089)***	(0.097)***	(0.104)***	(0.162)***	(0.095)***	(0.089)***	(0.181)***	(0.119)***	(0.196)***	(0.137)***
diploma 5anni	1.027	0.887	0.936	0.955	1.005	1.021	0.992	0.839	0.832	0.942	0.724	0.822	1.002
	(0.027)***	(0.052)***	(0.055)***	(0.086)***	(0.094)***	(0.099)***	(0.158)***	(0.092)***	(0.086)***	(0.178)***	(0.116)***	(0.191)***	(0.133)***
laurea triennale	1.255	non	1.226	1.063	1.13	1.269	1.191	1.068	1.037	1.198	1.013	1.03	1.174
	(0.037)***	rilevato	(0.121)***	(0.110)***	(0.118)***	(0.122)***	(0.173)***	(0.111)***	(0.103)***	(0.191)***	(0.136)***	(0.199)***	(0.174)***
laurea vec.ord./	1.375	1.208	1.223	1.203	1.293	1.358	1.289	1.131	1.167	1.335	1.117	1.256	1.463
laurea magistrale	(0.028)***	(0.054)***	(0.058)***	(0.088)***	(0.096)***	(0.102)***	(0.161)***	(0.097)***	(0.087)***	(0.177)***	(0.114)***	(0.194)***	(0.133)***
post-laurea	1.505	1.081	1.222	1.629	1.847	1.775	1.455	1.603	1.246	1.433	1.134	1.193	1.493
	(0.046)***	(0.228)***	(0.239)***	(0.257)***	(0.278)***	(0.181)***	(0.206)***	(0.188)***	(0.131)***	(0.194)***	(0.127)***	(0.208)***	(0.183)***
Osservazioni	100630	9608	9797	8722	9576	9043	8741	8268	8071	8058	7699	7144	5903
R ²	0.24	0.24	0.23	0.24	0.26	0.24	0.21	0.25	0.24	0.23	0.24	0.2	0.21

Note: errori standard robusti in parentesi - * significativo al 10%, ** significativo al 5%, *** significativo al 1%, La regressione include anche una costante, una dummy di genere, età ed età² e una dummy relativa alla macro-area di nascita. Popolazione in età 25-64.

Fonte: elaborazioni su dati SHIW

Tab. 9.3. *Tasso di occupazione per titolo di studio e rilevazione – popolazione 25-64 anni*

	1993	1995	1998	2000	2002	2004	2006	2008	2010	2012	2014	2016	Totale
nessun titolo	17.8	18.6	14.9	21.4	22.7	18.8	17.5	27.8	23.1	24.9	26.7	25.7	19.7
licenza elementare	36.6	34.8	32.2	31.8	32.3	34.0	30.7	30.8	34.0	29.4	29.4	29.4	33.1
lic.media inferiore	64.7	61.1	57.6	60.0	60.0	61.8	61.6	62.7	59.0	56.3	55.4	55.7	59.8
diploma 3anni		75.1	71.7	74.7	73.5	70.9	72.4	72.6	74.1	69.3	70.1	69.2	72.1
diploma 5anni	71.0	71.2	70.3	70.8	70.5	74.5	75.3	73.8	72.7	71.5	70.2	71.7	72.0
laurea triennale		85.2	81.0	79.9	84.3	83.4	85.1	72.5	64.3	72.4	67.2	75.7	74.6
laurea/magistrale	80.4	77.0	76.3	80.9	78.8	76.5	76.7	75.9	80.8	77.3	79.2	82.0	78.5
post-laurea	74.6	94.4	86.9	88.3	92.8	86.9	79.9	86.9	91.4	82.3	82.4	96.4	86.9
Totale	57.6	57.4	57.5	59.9	60.4	63.4	64.9	65.2	65.4	63.3	63.3	65.4	61.8

Fonte: elaborazioni su dati SHIW

Tab. 9.4. Differenziali di scolarità, occupazione e redditi da lavoro tra generi

	1993	1995	1998	2000	2002	2004	2006	2008	2010	2012	2014	2016
anni di scolarità - popolazione 25-64												
uomini	9.28	9.58	9.98	10.09	10.05	10.32	10.59	10.75	10.85	10.96	11.07	11.22
donne	8.56	8.77	9.43	9.55	9.81	10.09	10.55	10.75	11.05	11.16	11.32	11.54
donne/uomini	92.2%	91.5%	94.5%	94.6%	97.6%	97.8%	99.6%	100.0%	101.8%	101.8%	102.3%	102.9%
anni di scolarità - popolazione 25-34												
uomini	10.6	11.13	11.34	11.16	11.06	11.57	11.53	11.86	11.78	12.15	12.14	12.14
donne	10.8	11.08	11.45	11.51	11.46	11.99	12.27	12.54	12.73	12.65	13.02	12.95
donne/uomini	101.9%	99.6%	101.0%	103.1%	103.6%	103.6%	106.4%	105.7%	108.1%	104.1%	107.2%	106.7%
redditi da lavoro - popolazione 25-64												
uomini	7895	7817	8507	9265	9732	10956	11852	12135	12336	12308	12568	13291
donne	5019	5409	6275	6578	7351	8148	9057	9347	9053	8941	9038	10208
donne/uomini	63.6%	69.2%	73.8%	71.0%	75.5%	74.4%	76.4%	77.0%	73.4%	72.6%	71.9%	76.8%
redditi da lavoro - popolazione 25-34												
uomini	7753	7735	8700	9277	9911	10996	12172	11831	11700	10982	11454	11391
donne	6364	6708	7142	7608	8397	9242	9438	9903	10049	8289	8200	10806
donne/uomini	82.1%	86.7%	82.1%	82.0%	84.7%	84.0%	77.5%	83.7%	85.9%	75.5%	71.6%	94.9%
tassi di occupazione - popolazione 25-64												
uomini	76.9%	73.7%	73.4%	75.6%	75.9%	77.7%	78.1%	78.3%	78.1%	75.5%	74.7%	76.1%
donne	39.0%	41.8%	42.6%	44.7%	45.8%	49.5%	52.1%	52.7%	53.5%	51.9%	52.5%	55.3%
donne/uomini	50.7%	56.7%	58.1%	59.1%	60.3%	63.7%	66.7%	67.3%	68.5%	68.6%	70.2%	72.6%
tassi di occupazione - popolazione 25-34												
uomini	77.3%	75.1%	74.9%	75.0%	76.5%	77.1%	77.5%	77.6%	77.1%	67.3%	63.7%	66.1%
donne	48.9%	54.0%	52.6%	55.2%	52.4%	56.1%	58.3%	56.5%	57.1%	51.5%	49.1%	50.9%
donne/uomini	63.2%	71.9%	70.2%	73.6%	68.6%	72.8%	75.2%	72.8%	74.1%	76.5%	77.0%	77.1%

Tab. 9.5. *Stima dei rendimenti monetari ed occupazionali degli anni di scolarità per genere*

	intero campione	1993	1995	1998	2000	2002	2004	2006	2008	2010	2012	2014	2016
variabile dipendente: redditi da lavoro (OLS)													
anni scolarità	0.053 (0.001)***	0.068 (0.003)***	0.07 (0.003)***	0.062 (0.003)***	0.063 (0.003)***	0.062 (0.003)***	0.055 (0.004)***	0.057 (0.004)***	0.055 (0.003)***	0.055 (0.003)***	0.065 (0.003)***	0.06 (0.005)***	0.074 (0.005)***
anni scolarità × donna.	0.011 (0.002)***	0.013 (0.005)***	0.013 (0.004)***	0.017 (0.005)***	0.035 (0.005)***	0.032 (0.006)***	0.045 (0.007)***	0.034 (0.006)***	0.037 (0.005)***	0.044 (0.007)***	0.033 (0.006)***	0.048 (0.008)***	0.04 (0.010)***
donna	-0.461 (0.023)***	-0.6 (0.050)***	-0.527 (0.050)***	-0.567 (0.064)***	-0.905 (0.068)***	-0.867 (0.067)***	-1.017 (0.085)***	-0.844 (0.070)***	-0.887 (0.069)***	-1.038 (0.088)***	-0.93 (0.088)***	-1.124 (0.104)***	-0.984 (0.137)***
Osservazioni	59382	9608	9797	8722	9576	9043	8741	8268	8071	8058	7699	7144	5903
R ²	0.26	0.24	0.23	0.24	0.26	0.24	0.22	0.25	0.25	0.24	0.25	0.21	0.2
variabile dipendente: redditi totali (OLS)													
anni scolarità	0.068 (0.001)***	0.068 (0.003)***	0.07 (0.003)***	0.062 (0.003)***	0.063 (0.003)***	0.062 (0.003)***	0.055 (0.004)***	0.057 (0.004)***	0.055 (0.003)***	0.055 (0.003)***	0.065 (0.003)***	0.06 (0.005)***	0.074 (0.005)***
anni scolarità × donna.	0.029 (0.002)***	0.013 (0.005)***	0.013 (0.004)***	0.017 (0.005)***	0.035 (0.005)***	0.032 (0.006)***	0.045 (0.007)***	0.034 (0.006)***	0.037 (0.005)***	0.044 (0.007)***	0.033 (0.006)***	0.048 (0.008)***	0.04 (0.010)***
donna	-0.807 (0.021)***	-0.6 (0.050)***	-0.527 (0.050)***	-0.567 (0.064)***	-0.905 (0.068)***	-0.867 (0.067)***	-1.017 (0.085)***	-0.844 (0.070)***	-0.887 (0.069)***	-1.038 (0.088)***	-0.93 (0.088)***	-1.124 (0.104)***	-0.984 (0.137)***
Osservazioni	100630	9608	9797	8722	9576	9043	8741	8268	8071	8058	7699	7144	5903
R ²	0.24	0.24	0.23	0.24	0.26	0.24	0.22	0.25	0.25	0.24	0.25	0.21	0.2
variabile dipendente: essere occupato (linear probability model)													
anni scolarità	0.013 (0.001)***	0.011 (0.002)***	0.01 (0.002)***	0.012 (0.002)***	0.01 (0.002)***	0.012 (0.002)***	0.009 (0.002)***	0.012 (0.002)***	0.01 (0.002)***	0.011 (0.002)***	0.017 (0.002)***	0.018 (0.002)***	0.026 (0.002)***
anni scolarità × donna.	0.022 (0.001)***	0.02 (0.002)***	0.022 (0.002)***	0.02 (0.002)***	0.024 (0.002)***	0.02 (0.003)***	0.024 (0.003)***	0.021 (0.003)***	0.019 (0.003)***	0.025 (0.003)***	0.017 (0.003)***	0.02 (0.003)***	0.01 (0.003)***
donna	-0.491 (0.008)***	-0.531 (0.023)***	-0.498 (0.023)***	-0.486 (0.027)***	-0.529 (0.025)***	-0.486 (0.028)***	-0.514 (0.030)***	-0.469 (0.031)***	-0.453 (0.032)***	-0.509 (0.033)***	-0.428 (0.036)***	-0.444 (0.037)***	-0.332 (0.042)***
Osservazioni	126488	12673	12754	11377	12134	11346	10744	10096	9874	9758	9499	8850	7383
R ²	0.28	0.33	0.29	0.3	0.31	0.31	0.3	0.28	0.3	0.28	0.26	0.23	0.22

Note: errori standard robusti in parentesi - * significativo al 10%, ** significativo al 5%, *** significativo al 1%, Le regressioni includono anche una costante, età ed età² e una dummy relativa alla macro-area di nascita. Popolazione in età 25-64.

Fonte: elaborazioni su dati SHIW

Figure

Fig. 9.1. *Popolazione italiana per massimo titolo di studio conseguito*

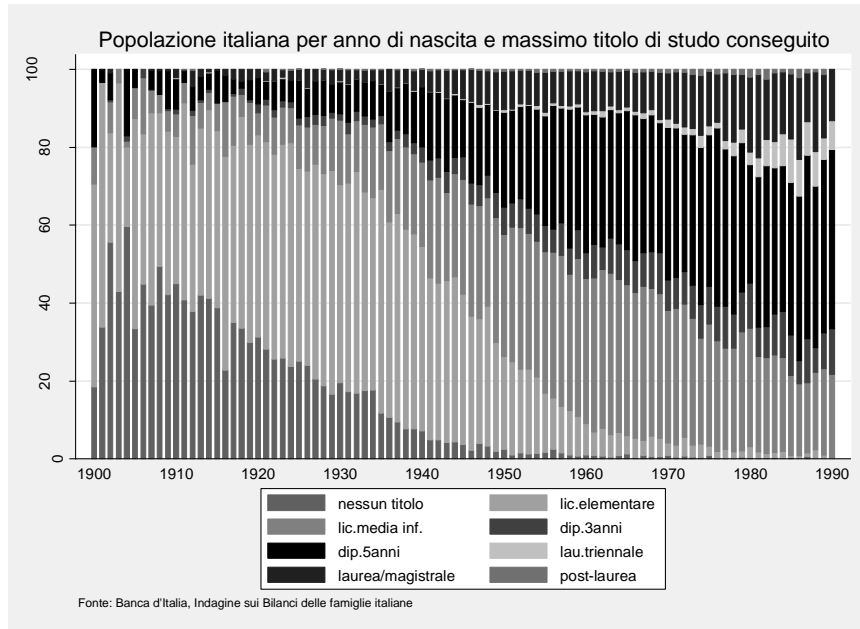


Fig. 9.2. *Rendimento monetario di un anno di scolarità in più*

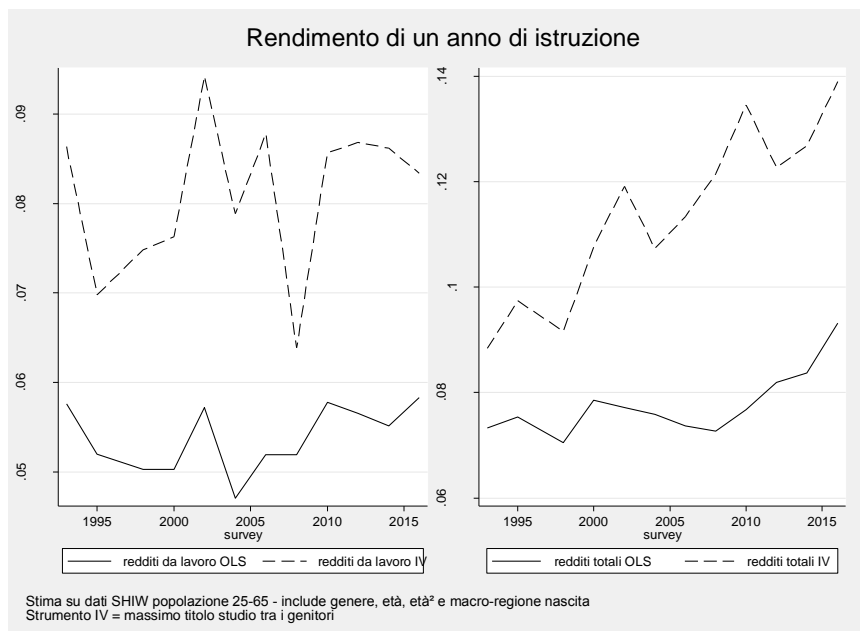


Fig. 9.3. *Scolarità e rendimento monetario dell'istruzione*

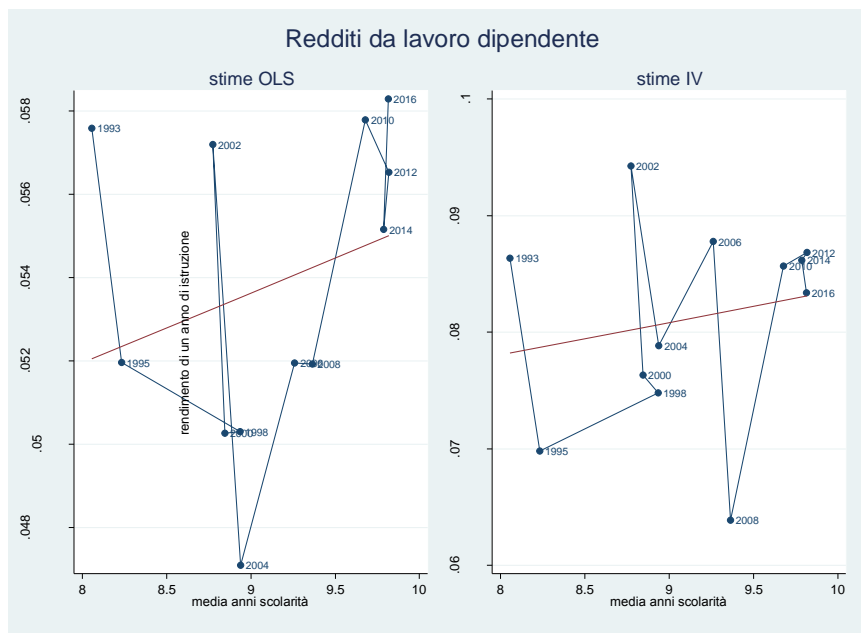


Fig. 9.4. *Rendimento monetario dei diversi titoli di studio*

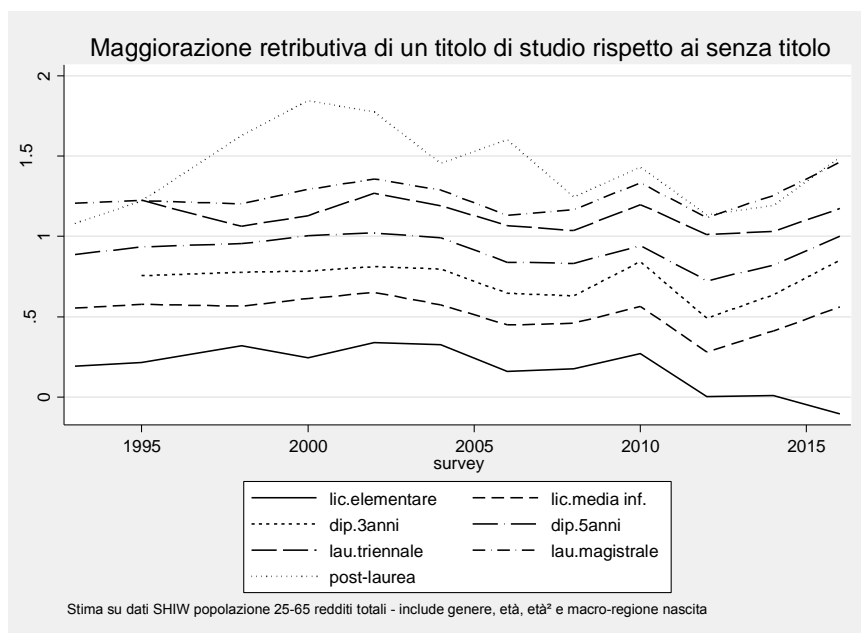


Fig. 9.5. *Rendimento monetario dei diversi titoli di studio in riferimento alla durata legale dei corsi di studio*

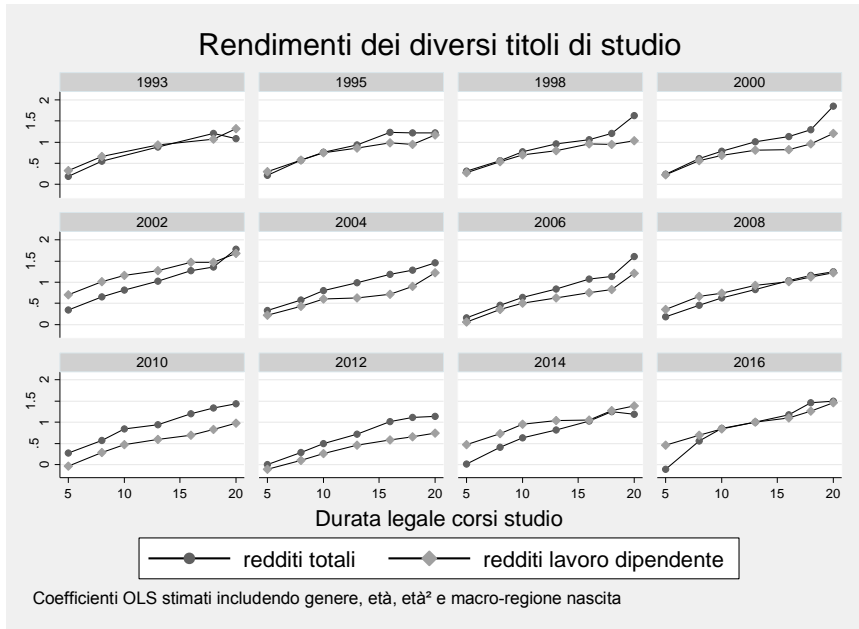


Fig. 9.6. *Rendimento occupazionale di un anno di scolarità in più*

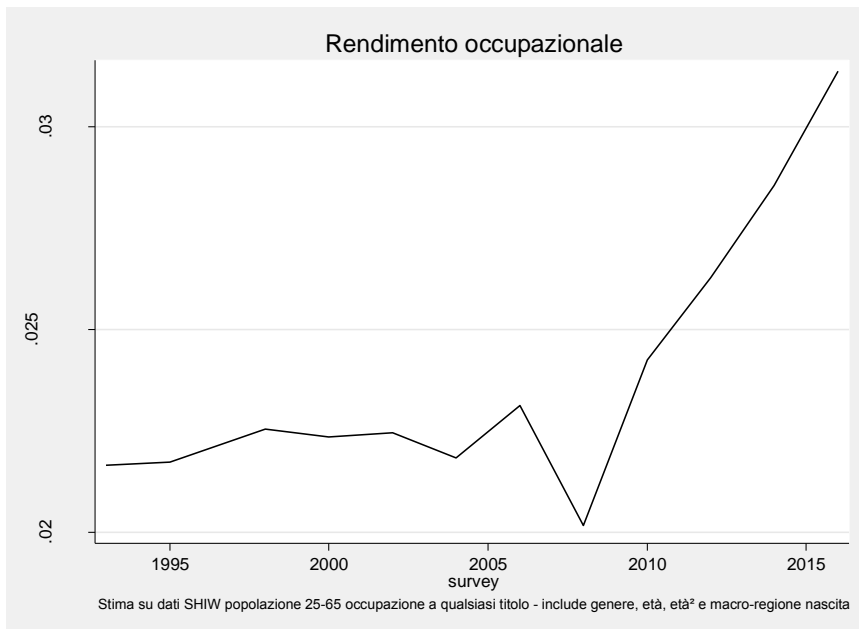


Fig. 9.7. *Rendimento occupazionale dei diversi titoli di studio*

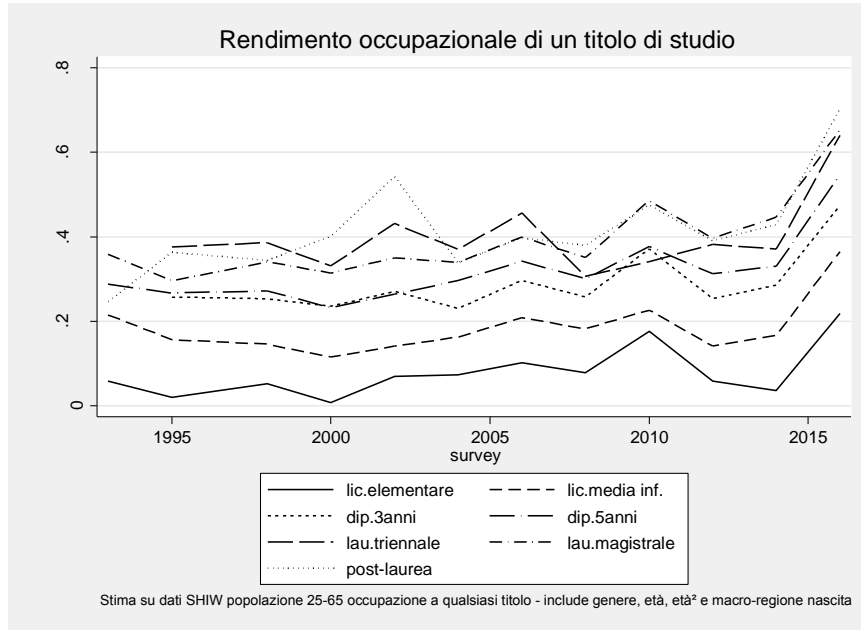


Fig. 9.8. *Dinamica tipica del reddito nell'arco di vita per titolo di studio*

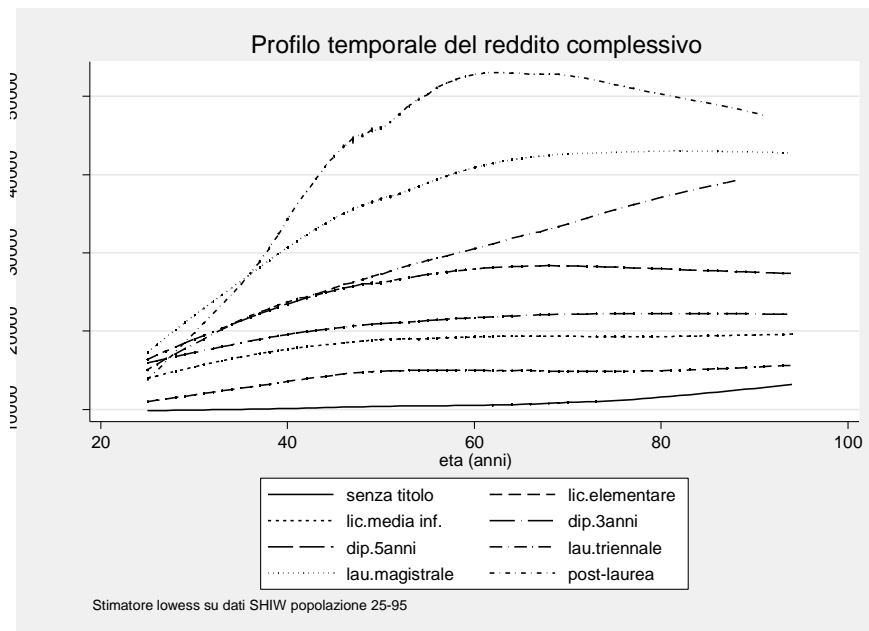


Fig. 9.9. *Dinamica della probabilità di occupazione nell'arco di vita per titolo di studio*

