

QUANTO PAGA STUDIARE? LA RELAZIONE FRA ISTRUZIONE E RETRIBUZIONE IN ITALIA

GIAN CARLO CAINARCA AND FRANCESCA SGOBBI

pubblicazione internet realizzata con contributo della



QUANTO PAGA STUDIARE?

LA RELAZIONE FRA ISTRUZIONE E RETRIBUZIONE IN ITALIA

Gian Carlo Cainarca
DIST, Università di Genova, Viale Causa, 13 - 16145 Genova
e-mail giancarlo.cainarca@unige.it, tel. +39.010.3532070, fax +39.010.3532948

Francesca Sgobbi (*)
DIMI, Università di Brescia, Via Branze, 38 - 25123 Brescia
e-mail francesca.sgobbi@unibs.it, tel. +39.030.371.5644, fax +39.030.370.2448

Aprile 2007

Abstract

Based on a representative sample of over 3,600 Italian employees, the paper assesses the existence and the characteristics of educational mismatch in Italy. Results show that educational mismatch is not a negligible problem and the observed patterns reflect those already reported for other countries of continental Europe. Nonetheless, the Italian case is characterised by the prevalence of undereducation over overeducation and by consistently high levels of matching. The exam of the return to educational mismatch confirms the relative penalisation of overeducation and the absolute penalisation of undereducation also in the case of Italian employees. However, the inclusion of additional explanatory variables proves that the focus on the sole human capital masks the impact of other factors such as gender, professional occupation, or employer industry. The patterns observed for the full sample significantly change with the age of employees. The Job Competition Model can shape the wage equation of younger workers, while the Assignment model proves to be superior for other age groups. Younger workers suffer from consistent wage penalisations due to labour contracts, but gender gaps and occupational gaps tend to blur. Substitution effects between training and formal education hold for older workers only.

Area tematica suggerita

Rendimento privato dell'investimento in istruzione

Indice

1. Introduzione
2. Il quadro di riferimento
3. I dati e le ipotesi di ricerca
4. *L'educational mismatch* in Italia
5. Gli effetti retributivi dell'*educational mismatch*
6. Note di sintesi

QUANTO PAGA STUDIARE?

LA RELAZIONE FRA ISTRUZIONE E RETRIBUZIONE IN ITALIA

Gian Carlo Cainarca e Francesca Sgobbi

1. Introduzione

Secondo AlmaLaurea, la percentuale dei laureati italiani pre-riforma che trova impiego entro un anno dalla fine degli studi è scesa dal 57% nel 2000 al 52,4% nel 2005. Una contrazione ancor maggiore è evidenziata per i laureati in possesso di titolo triennale, fra i quali la percentuale di occupati a un anno dalla conclusione degli studi è scesa nello stesso periodo dal 52% al 45%¹. La difficoltà dei laureati italiani a valorizzare le competenze apprese attraverso gli studi universitari è confermata dal confronto internazionale delle retribuzioni. Fatto 100 il compenso relativo al possesso del diploma di scuola secondaria, per i laureati italiani con un'età compresa fra 30 e 44 anni il premio per il titolo di studio universitario ammonta a 137, a 150 per i francesi, a 163 per i britannici ed a 185 per gli statunitensi (OECD, 2005). Contemporaneamente, la presenza di laureati nel mercato del lavoro italiano è notevolmente inferiore a quella rilevata in altri Paesi industrializzati. Nel 2002, la percentuale di popolazione fra 25 e 64 anni con formazione universitaria era pari al 10% in Italia, in Francia rappresentava il 24%, in Germania il 23%, nel Regno Unito il 27% e negli USA il 38% (OECD, 2004).

I dati OECD, pur scontando i limiti dell'estrema sintesi, configurano per il mercato del lavoro italiano un contesto tradizionale, orientato alla produzione di beni e servizi dai contenuti tecnologici maturi e consolidati: alle ridotte dimensioni dell'offerta qualificata corrisponderebbero minori riconoscimenti e, quindi, scarsi incentivi alla formazione superiore. Naticchioni *et al.* (2006) leggono il quadro italiano come il risultato della tendenza a introdurre innovazioni tecnologiche che comportano un ridimensionamento delle competenze richieste ai lavoratori (il cosiddetto *unskilled biased technological change*). Tale ipotesi non appare però immediatamente condivisibile, contraddicendo le indicazioni dell'ormai ampia letteratura sullo *skill-biased change*. Quest'ultima concorda infatti largamente sul miglioramento delle prestazioni aziendali attivato dalla relazione fra innovazioni tecnologiche e organizzative (Piva *et al.*, 2005) e, in particolare, dall'introduzione contestuale di più innovazioni (Shaw, 1987; Ichniowski *et al.*, 1997; Laursen e Foss, 2003). Inoltre, l'ipotesi di *unskilled-biased change* diverge rispetto alla crescente consapevolezza circa il ruolo della conoscenza e della formazione e alle conseguenti sollecitazioni dell'Unione Europea in favore del *life long learning*

¹ Per maggiori dettagli si rimanda a <http://www.almalaurea.it>

(CEC, 2001). L'importanza che le risorse umane rivestono per la competitività internazionale del sistema-Paese rende necessario comprendere sia le modalità secondo cui si coniugano l'offerta e la domanda di competenze in Italia sia, soprattutto, la direzione dell'evoluzione di tale incontro. In altre parole, occorre approfondire la natura e le implicazioni dell'allineamento (o del mancato allineamento) fra i saperi posseduti ed offerti dai lavoratori e quelli necessari e richiesti dalle imprese.

Il mancato allineamento fra il livello degli studi raggiunto da un lavoratore e quello richiesto da un'impresa per ricoprire una determinata posizione organizzativa viene abitualmente indicato dalla letteratura internazionale mediante l'espressione di *educational mismatch*. Utilizzando il titolo di studio per misurare il livello di istruzione individuale, un lavoratore risulterà *overeducated* quando il titolo posseduto sarà superiore al titolo richiesto e *undereducated* nella situazione inversa. In linea di principio, l'*educational mismatch* rilevato in un determinato istante è riconducibile sia all'eventuale eccesso di offerta sia alla carenza di domanda per le capacità e le competenze acquisite attraverso i percorsi formativi scolastici. La causa del fenomeno non è quindi estranea alle caratteristiche del sistema produttivo presso cui trovano sbocco lavorativo gli individui formati. Ad esempio, la presenza di *overeducation* in ambienti tradizionali segnala l'inefficienza del sistema economico, che alloca un eccesso di risorse alla formazione della forza lavoro rispetto a quanto effettivamente richiesto dalle imprese. Viceversa, in un contesto ove le imprese esplorano attivamente le opportunità offerte da tecnologia e mercato, la presenza di addetti sovra-qualificati potrebbe semplicemente segnalare la volontà di dotarsi di saperi ridondanti, necessari a sostenere processi innovativi in presenza di cambiamento e di rapida obsolescenza delle conoscenze.

Indipendentemente dalle specificità del sistema produttivo, non è comunque immediato giustificare perché imprese e lavoratori accettino di sostenere i costi di un'allocatione apparentemente inefficiente della risorsa lavoro. Sul versante dell'impresa può apparire intuitivamente logico assumere personale con competenze maggiori di quelle immediatamente necessarie per sfruttarne la ridondanza in presenza di incertezza ambientale. Meno scontata risulta però la disponibilità a pagare una potenzialità in attesa di essere espressa e ancor più vago il valore della flessibilità associata al *surplus* di conoscenze. Va inoltre sottolineata la natura transitoria della ridondanza. Da un lato, il valore di saperi non aggiornati decade nel tempo. Dall'altro, il mutare delle condizioni ambientali può portare a ridefinire nel tempo la combinazione fra le competenze richieste e quelle in esubero: ciò che era ridondante diviene necessario, e viceversa, riproponendo di fatto il problema di una "nuova" ridondanza. Anche nel caso del lavoratore non appare immediato giustificare la disponibilità a farsi carico degli investimenti necessari a conseguire un *surplus* di conoscenze non esplicitamente richieste. Il lavoratore affronta

infatti i costi certi, tangibili e intangibili, legati all'istruzione addizionale, mentre non è chiaro se e in quale misura tale sforzo verrà effettivamente ricompensato.

Anche le situazioni di sottoqualificazione, o *undereducation*, corrispondono a soluzioni almeno a prima vista inefficienti per lavoratori e imprese. L'*undereducation*, che può risalire al momento dell'assunzione o conseguire all'evoluzione della mansione e della carriera lavorativa, pone interrogativi sulla natura e sull'entità del *gap* di conoscenze da colmare e, quindi, su obiettivi e modalità che guidano l'allineamento delle conoscenze del lavoratore a quelle richieste dalla posizione. Anche quando formazione e addestramento sono in grado di colmare il divario fra titolo di studio posseduto e richiesto, il vantaggio di investire in formazione per l'impresa è fortemente condizionato dalla capacità di equilibrare più aspetti, quali la relazione fra entità dell'investimento e risparmio rispetto all'assunzione di una figura con le competenze richieste, o il bilanciamento fra competenze generiche, rivendibili sul mercato dal lavoratore, e competenze *firm specific* (Acemoglu, 2002). In modo speculare, gli interventi formativi pongono al lavoratore *undereducated* il problema di vedere riconosciuto appieno il nuovo ammontare di competenze.

A differenza di quanto evidenziato in ambito internazionale, le ricerche in Italia sul *mismatch* fra domanda ed offerta di lavoro basate su micro-dati sono recenti e circoscritte a pochi casi (Istat, 2005; Brynin *et al.*, 2006; Cainarca e Sgobbi, 2007). In particolare, l'Istat (2005) focalizza l'attenzione sulle dimensioni dell'*overeducation* e dell'*undereducation* stimando che coinvolgano, rispettivamente, il 16,5% e il 9% degli addetti. Nel caso di Brynin *et al.* (2006) l'analisi comparata del *mismatch* in quattro Paesi (oltre all'Italia sono presi in considerazione Regno Unito, Germania e Norvegia) evidenzia come l'*overqualification*² si presenti a tutti i livelli gerarchici di un'organizzazione. Inoltre, i limitati effetti retributivi riscontrati per l'*overqualification* inducono gli autori a ritenere che la scelta di prolungare gli anni di studio rispecchi esigenze "socio-culturali", senza dubbio utili al benessere personale e sociale, piuttosto che la volontà di godere dei benefici economici associati alla produttività marginale del lavoro. Cainarca e Sgobbi (2007), rilevate la dimensione e l'articolazione dell'*educational mismatch* in Italia, avanzano l'ipotesi che le ragioni di tale situazione siano riconducibili in larga parte al lato della domanda, cioè alla "vocazione" nazionale a privilegiare l'attività in setto-

² Brynin *et al.* (2006) preferiscono parlare di *overqualification*, ritenendo impossibile definire un individuo come *overeducated*. Gli Autori adducono due ragioni. In primo luogo, l'*overeducation* è abitualmente misurata in anni, ma le rilevazioni sul campo raccolgono informazioni sul titolo di studio più elevato posseduto dal lavoratore e non sul numero di anni effettivamente trascorsi nel sistema scolastico. In secondo luogo, le conseguenze di un ulteriore investimento in istruzione possono dipendere in misura significativa dal livello di partenza: un anno di studi ha probabilmente valenza differente se segue la licenza di scuola dell'obbligo o un diploma di laurea. Inoltre, studi di analoga durata possono conferire competenze molto diverse: ad esempio, il numero di anni relativo agli studi universitari è indifferente al tipo di laurea.

ri tradizionali, ove meno rilevante appare la domanda di figure professionali maggiormente formate.

Pur nella loro sinteticità, le considerazioni svolte suggeriscono l'importanza di esaminare con la dovuta attenzione il fenomeno dell'*educational mismatch*. La possibilità di ridurre gli squilibri causati dall'*educational mismatch* nel mercato del lavoro passa infatti attraverso scelte di politica economica e sociale coerenti con l'evoluzione dei contesti produttivi. Gli effetti di tali misure si dispiegano tuttavia lungo orizzonti temporali medio-lunghi e sono difficilmente modificabili nel breve termine. Scelte oculate richiedono allora la disponibilità di informazioni aggiornate sull'*overeducation* e sull'*undereducation*, sulle implicazioni ad esse associate e, soprattutto, sulle loro origini. Il presente lavoro si prefigge pertanto di quantificare e qualificare il fenomeno dell'*educational mismatch* in Italia attraverso la base di dati "Organizzazione, Apprendimento, Competenze" (OAC) dell'Isfol, l'Istituto superiore per la formazione dei lavoratori. L'archivio OAC raccoglie le informazioni ricavate attraverso interviste effettuate nel 2004 presso un campione di 3.605 occupati rappresentativo dell'universo degli addetti nel comparto privato dell'industria manifatturiera e dei servizi in Italia. Le informazioni contenute nel database OAC permettono non solo di determinare il peso dell'*educational mismatch* nel nostro Paese, ma anche di quantificare l'impatto di *overeducation* e *undereducation* sulla retribuzione del lavoratore.

Il contributo si articola in cinque ulteriori paragrafi. Al prossimo paragrafo spetta il compito di richiamare sinteticamente i contributi teorici proposti dalla letteratura sul tema del *mismatch*. Data infatti l'importanza degli aspetti metodologici per misurare l'*educational mismatch*, la definizione del fenomeno e delle modalità adottate per rilevarlo e quantificarlo costituisce un presupposto irrinunciabile all'analisi proposta. Il terzo paragrafo presenta l'archivio OAC e introduce le ipotesi di ricerca. Il quarto paragrafo utilizza i dati Isfol per ricostruire il quadro quantitativo del *mismatch* educativo in Italia. Il quinto paragrafo affronta le implicazioni del *mismatch* per la retribuzione del lavoratore. Al paragrafo finale spetta il compito di sintetizzare i risultati e di proporre alcune considerazioni conclusive.

2. Il quadro di riferimento

Forse a causa delle più immediate implicazioni di politica economica, la ricerca sull'*educational mismatch* è sempre risultata sbilanciata verso l'*overeducation*. Seppure in modo indiretto, il dibattito sulla sovra-qualificazione prende vita a partire dal contributo di Freeman (1976) che, rilevate le minori remunerazioni dei diplomati nei *college* statunitensi durante gli anni settanta rispetto ai periodi precedenti, ne evidenzia le implicazioni per la decisione di investire in istruzione. Il passaggio dall'identificazione del

fenomeno alla quantificazione delle sue conseguenze economiche per il lavoratore è generalmente attribuito al contributo di Duncan e Hoffman (1981), che riscrivono l'equazione salariale proposta da Mincer (1974), ove il salario è messo in relazione con il titolo di studio e l'esperienza. Per spiegare l'ammontare del salario, l'investimento in formazione viene scomposto in due componenti: il titolo di studio richiesto e il *surplus* (o il *deficit*) di conoscenze connesso al titolo di studio posseduto.

L'analisi delle implicazioni retributive associate all'*educational mismatch* è resa complessa da diversi fattori, di natura sia modellistica sia metodologica. Oltre alla difficoltà di modellare gli effetti dinamici della relazione fra *educational mismatch* e retribuzione, l'esperienza ha messo in luce il pericolo di sovrastimare o comunque distorcere il peso dell'*educational mismatch* a seguito dell'omissione di altre variabili comunque fondamentali per spiegare il livello salariale (McGuinness, 2006). Sul versante delle indagini empiriche i problemi maggiori sono associati alla rilevazione e, quindi, alla misurazione del *mismatch*, in caso sia di *overeducation*, sia di *undereducation* (Sloane, 2003). Quest'ultimo aspetto si complica ulteriormente quando il *mismatch* viene riferito alle competenze, di cui l'istruzione scolastica rappresenta al più una parte della componente esplicita e codificata di conoscenza (Green *et al.*, 2002; Bauer, 2002; Cainarca e Sgobbi, 2006).

Le diverse modalità per rilevare il livello di istruzione o di qualificazione richiesto per svolgere una determinata mansione sono riconducibili alle due logiche contrapposte dei criteri soggettivi, incentrati sull'auto-valutazione da parte del lavoratore, e dei criteri oggettivi, basati sul giudizio di un osservatore. Nel primo caso viene richiesto al lavoratore di indicare il livello di istruzione ritenuto necessario per ricoprire la mansione (il confronto con il titolo di studio segnala l'*overeducation* o l'*undereducation*) o se, in alternativa, si ritenga *overeducated* (*undereducated*) (Allen e van der Velden, 2005). I criteri oggettivi misurano il *mismatch* attraverso l'analisi puntuale dei contenuti lavorativi, confrontati con mansionari dettagliati quali la *Standard Occupational Classification* (Regno Unito) o il *Dictionary of Occupational Titles* (Stati Uniti), oppure mediante rilievo statistico. In quest'ultimo caso le situazioni di *educational mismatch* vengono individuate confrontando il livello di istruzione del singolo lavoratore con quello espresso da un *range* di variazione attorno alla media, alla moda o alla mediana di un gruppo di individui che svolgono la stessa mansione (Kiker *et al.*, 1997).

I livelli di correlazione riscontrati fra i risultati ottenuti utilizzando criteri oggettivi e soggettivi sono relativamente bassi, ma la letteratura non riporta significative evidenze

di sottostima delle implicazioni retributive associate al fenomeno dell'*overeducation* da parte dei criteri soggettivi rispetto a quelli oggettivi (McGuinness, 2006).³

2. 1. *Le ipotesi interpretative*

Il dibattito sulla natura dell'*overeducation*, ancorché ampio, è riconducibile in larghissima parte alla validazione delle ipotesi che sottendono le prospettive del capitale umano (*Human Capital Theory* - HCT), del *Job Competition Model* (JCM) e dei modelli di *Assignment* (Sloane, 2003; McGuinness, 2006).

Per spiegare la distribuzione dei salari nelle economie sviluppate, Becker (1964) rappresenta il lavoratore come “capitale umano” di cui l'impresa ottimizza l'impiego, remunerandolo quindi in misura pari al suo prodotto marginale. La modellazione del capitale umano proposta da Mincer (1974) consente di verificare e misurare la capacità interpretativa della HCT. La retribuzione, che rappresenta il prodotto marginale del lavoratore, è spiegata attraverso il livello del capitale umano, misurato attraverso l'istruzione e l'esperienza accumulata nel mercato del lavoro. Nella HCT, quindi, l'*educational mismatch* è interpretato come conseguenza di squilibri sul lato dell'offerta, che assumono carattere permanente solo quando riconducibili a un'eterogeneità delle competenze possedute dai lavoratori non adeguatamente rispecchiata dal livello di formazione scolastica.

In contrapposizione alla HCT, il JCM pone in dubbio l'effettiva capacità dell'impresa di sfruttare in modo ottimo il capitale umano disponibile adattando le proprie tecniche di produzione alle caratteristiche degli addetti (Duncan e Hoffman, 1981; Hartog e Oosterbeek, 1988). A ciò si aggiungono altri aspetti contrari all'ipotesi della HCT, quali norme istituzionali che introducono rigidità nel mercato del lavoro. Secondo il JCM, la produttività del lavoro non dipende dalle qualità specifiche degli addetti, bensì dalle caratteristiche del sistema produttivo in cui è inserita la posizione lavorativa. Tale interpretazione del mercato del lavoro discende dall'osservazione che la maggior parte degli skill posseduti dai lavoratori sono acquisiti nell'esercizio della mansione (Thurow, 1975). Conseguentemente, la remunerazione è definita dalle caratteristiche del ruolo organizzativo, mentre disallineamenti fra titolo di studio richiesto e offerto non comportano conseguenze salariali. L'esplicito riferimento all'importanza della formazione *on the job* e l'implicito ridimensionamento dell'istruzione esterna consentono di sostenere che i lavoratori sono attratti dalle opportunità offerte dal *job* piuttosto che da una retribuzione coerente con il titolo di studio posseduto. Quest'ultimo serve semplicemente a migliorare la posizione iniziale nella “coda di accesso” al ruolo organizzativo desiderato.

³ Si veda a tale proposito anche la meta-analisi su 25 studi svolta da Groot e Maassen van den Brink (2000a).

Mentre la HCT è incentrata sulle caratteristiche degli addetti, quindi sull'offerta di lavoro, il modello della *job competition* sposta l'attenzione sul lato della domanda e lega la relazione fra produttività e remunerazione alle caratteristiche del ruolo e non al lavoratore. Ponendo l'enfasi sulla posizione relativa dei lavoratori nella coda di accesso alle professioni, il JCM giustifica l'esistenza di *educational mismatch* ma, al contempo, ne ridimensiona l'importanza. Il titolo di studio diviene infatti una condizione che facilita, ma non garantisce, l'accesso a un determinato posto di lavoro. Da ciò consegue che maggiore è il numero delle persone con titolo di studio elevato, maggiore è l'imperativo a investire in istruzione per "difendere" la posizione di ingresso nel mercato del lavoro, a prescindere dal titolo di studio effettivamente richiesto.

Il tentativo di coniugare HCT e JCM considerando le caratteristiche sia della domanda sia dell'offerta di lavoro è proposto dalla letteratura dell'*Assignment* (Sattinger, 1993). La dipendenza esclusiva di produttività e retribuzione dalla formazione e dall'esperienza sostenuta dall'HCT e la dipendenza dei salari dalle sole caratteristiche del *job* ipotizzata dal JCM, che assimila il destino dei lavoratori al risultato di una "lotteria", appaiono ipotesi di per sé incapaci a giustificare appieno il fenomeno dell'*overeducation* e, più in generale, le dinamiche del mercato del lavoro. Al contrario, l'*Assignment theory* spiega i cambiamenti nella distribuzione dei guadagni attraverso entrambi gli aspetti. Mansioni e settori influenzano i salari che, a propria volta, guidano i lavoratori nella scelta che massimizza i loro ritorni in base al criterio dell'allocazione, e non del caso (McGuinness, 2006).

2.2. I riscontri empirici

Le evidenze empiriche offerte dalla letteratura in tema di *educational mismatch* e, in particolare, di *overeducation* sono numerose e, anche se principalmente circoscritte ad alcuni dei maggiori paesi industriali,⁴ offrono un quadro abbastanza eterogeneo sia con riferimento alla dimensione del fenomeno sia con riferimento alle implicazioni associate, di cui quelle retributive sono le più indagate. Per queste ultime l'evidenza empirica poggia abitualmente sull'equazione proposta da Duncan e Hoffman (1981) che, distinguendo fra titolo di studio richiesto e titolo posseduto, permette di evidenziare il ritorno economico del *surplus* (*deficit*) di istruzione. La formulazione generale del modello pone in relazione il logaritmo naturale del salario ($\lg w$) con i fattori che concorrono a determinare la produttività del lavoratore, cioè formazione ed esperienza, consentendo di vagliare il contributo fornito da ogni componente. Nello specifico:

⁴ Sloane (2003) cita 33 studi di cui 9 riguardano gli USA, 8 il Regno Unito, 6 i Paesi Bassi, mentre i restanti 9 lavori si distribuiscono fra Spagna (3), Germania (2), Canada, Francia, Hong Kong, Irlanda e Portogallo (1 ciascuno). McGuinness (2006) rileva 38 studi ed evidenzia un analogo livello di concentrazione, con 15 lavori relativi agli USA e 11 riferiti al Regno Unito.

$$\lg w_i = \beta_0 + \beta_1 S^r_i + \beta_2 S^o_i + \beta_3 S^u_i + \beta_4 \text{Exp}_i + \beta_5 \text{Exp}_i^2 + \beta_6 \chi_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

dove, per ciascun lavoratore i ,

S^r indica il grado di istruzione richiesto in corrispondenza della mansione;

S^o indica il livello dell'*overeducation*;

S^u indica il livello dell'*undereducation*;

Exp misura l'esperienza lavorativa;

χ è un vettore di caratteristiche relative all'individuo e alla mansione;

ε è il termine di errore.

L'eterogeneità dei risultati ottenuti rilevando empiricamente l'*educational mismatch* a livello internazionale e, talvolta, anche a livello nazionale si spiega alla luce delle diverse scelte operate dai ricercatori per quanto riguarda le modalità di rilevazione (soggettive piuttosto che oggettive), le differenze nei *curricula* scolastici dei Paesi considerati, nonché la tassonomia impiegata per classificare i titoli di studio, determinante ai fini di qualificare l'allineamento fra il titolo di studio richiesto e quello posseduto. A livello interpretativo occorre poi rilevare come le caratteristiche strutturali dei singoli paesi possano incidere sull'ampiezza del *mismatch*. In tal senso, pur numericamente limitati, gli studi di comparazione internazionale sottolineano il ruolo giocato dagli aspetti culturali e socio-economici (Daly *et al.*, 2000; Büchel e Witte, 1997; Brynin *et al.*, 2006).

La meta-analisi di 25 studi proposta da Groot e Maassen van den Brink (2000a) consente di esprimere una valutazione complessiva circa la dimensione e il ritorno retributivo dell'*educational mismatch*. Prendendo in considerazione i soli risultati riconducibili all'approccio soggettivo, adottato nel presente lavoro, l'incidenza media dell'*overeducation* risulta pari al 28,6% e quella dell'*undereducation* al 15,5%. Per quanto riguarda le implicazioni retributive, il tasso medio di ritorno per l'incremento di un anno nel titolo di studio richiesto è pari al 7,9%, un anno addizionale di *overeducation* comporta un ritorno medio del 4,9%, mentre all'*undereducation* è associata una penalizzazione del 3,5%. In termini generali, la letteratura tende quindi a rifiutare l'ipotesi alla base della HCT, ossia la piena valorizzazione del capitale umano degli addetti da parte del datore di lavoro⁵. Titolo richiesto, *overeducation* e *undereducation* prospettano ritorni differenti. In particolare, il ritorno inferiore degli anni di *overeducation* rispetto a quelli corrispondenti al titolo di studio richiesto segnala un riconoscimento solo parziale del sovra-investimento in istruzione, ossia una penalizzazione rispetto ai

⁵ La sostenibilità della HCT richiede di accertare il superiore potere esplicativo del solo titolo di studio posseduto rispetto agli effetti disaggregati di titolo di studio richiesto, *overeducation* e *undereducation*. Dal punto di vista econometrico, ciò equivale ad accettare la restrizione $\beta_1 = \beta_2 = -\beta_3$ per l'equazione (1).

lavoratori che, con analogo titolo di studio, occupano una posizione congruente a quest'ultimo. Analogamente, il segno negativo abitualmente riscontrato per il coefficiente β_3 nell'equazione 1 segnala la penalizzazione retributiva sofferta dagli *undereducated* rispetto ai lavoratori che, in ruoli organizzativi analoghi, dispongono del titolo di studio effettivamente richiesto. L'evidenza empirica disponibile in letteratura tende a confutare anche il JCM⁶: la significativa differenza fra il peso dell'*overeducation* e dell'*undereducation* conferma infatti il ruolo non trascurabile delle competenze apprese nel sistema scolastico e non sol attraverso l'esercizio della mansione.

Gli studi condotti a livello nazionale confermano la sistematica e significativa maggiore incidenza dell'*overeducation* nei Paesi anglofoni rispetto a quelli dell'Europa continentale. La dimensione dell'*overeducation* risulta sempre significativamente più elevata nei casi di USA, Canada e Regno Unito (tra il 17 e il 42%), rispetto a quelli di Germania, Paesi Bassi e Spagna (tra il 17 e il 28%).⁷

In ragione forse della specularità del fenomeno, l'*undereducation* risulta oggetto di una minor attenzione in letteratura. Letta nella prospettiva del HCT, l'*undereducation* appare coerente con le ipotesi di sostituibilità fra formazione scolastica e addestramento o altre tipologie di formazione *on-the-job*. Evidenze in tal senso sono offerte da Alba-Ramirez per la Spagna (1993), Sloane *et al.* (1996) per il Regno Unito e Büchel e Mertens (2004) nel caso tedesco.

L'incidenza dell'*undereducation* è particolarmente alta nel caso spagnolo, dove Alba-Ramirez (1993) la riconosce per il 23% degli addetti⁸. L'Autore rileva una relazione positiva fra *undereducation*, anzianità di lavoro e *training*. La possibilità di attivare un circolo virtuoso fra lavoro ed apprendimento porta quindi l'autore ad affermare che in determinate condizioni "undereducation is not a 'bad' job match" (Alba-Ramirez, 1993, p.265). In modo analogo, e coerentemente con l'ipotesi di sostituibilità delle componenti formali ed "informali" del capitale umano, Sloane *et al.* (1996) riscontrano anche per il Regno Unito una relazione positiva fra esperienza, anzianità di lavoro, livello di competenza e *undereducation*, mentre relazioni inverse valgono nel caso dell'*overeducation*. In particolare, se fra coloro che hanno meno di due anni di esperienza, gli *undereducated* rappresentano il 10%, nel caso di chi ha oltre 20 anni di esperienza la percentuale sale al 24%. Viceversa, al di sotto dei due anni di esperienza l'*overeducated* ri-

⁶ L'ipotesi di irrilevanza di *overeducation* e *undereducation* sostenuta dal JCM è operativamente verificata attraverso l'ipotesi nulla $\beta_2=\beta_3=0$ nell'equazione (1).

⁷ Per gli USA si vedano Daly *et al.* (2000), McGoldrick e Robst (1996), Cohn e Kahn (1995), Robst (1995), Sicherman (1991), Tsang *et al.* (1991), Rumberger (1987) e Duncan e Hoffman (1981); per il Regno Unito Dolton e Siles (2003), Chevalier (2003), Battu *et al.* (2000), Dolton e Vignoles (2000), Green *et al.* (1999) e Sloane *et al.* (1999). Per la Germania si veda Daly *et al.* (2000). Per i Paesi Bassi Allen e van der Velden (2001), Groot e Maassen van den Brink (2000b) e Hartog e Oosterbeek (1988).

⁸ Ancor più elevata è la percentuale di lavoratori spagnoli *undereducated* (pari al 33%) rilevata in uno studio successivo relativo al 1991 (García-Serrano e Malo, 1996).

guarda il 43% degli addetti, mentre oltre i 20 anni di esperienza la percentuale si riduce al 25%. La dinamica dell'*educational mismatch* in funzione del ciclo di vita del lavoratore e del cambiamento tecnologico e organizzativo delle attività produttive costituisce un tema in larga parte ancora inesplorato, anche a causa della scarsa disponibilità di dati atti a verificare le proposizioni teoriche. In linea generale, diversi autori hanno verificato la maggiore incidenza dell'*overeducation* al principio della carriera lavorativa (Dolton e Vignoles, 2000; Hartog, 2000). Un'*overeducation* di natura temporanea appare compatibile con la HCT, che interpreta l'*educational mismatch* come un disequilibrio transitorio fra domanda e offerta, risolto quando lavoratori e imprese dispongono di maggiori informazioni per ottimizzare il *matching*. La teoria della *mobility career* spiega la maggiore incidenza di *overeducation* al principio della carriera lavorativa affermando che individui sovra-qualificati hanno maggiori probabilità di scalare le gerarchie aziendali: accettare una posizione per la quale si è sovra-qualificati rappresenterebbe quindi una sorta di investimento nell'attesa di maggiori ritorni futuri (Sicherman e Galor, 1990; Sicherman, 1991). Alla prova dei fatti, tuttavia, la *mobility career* ha incontrato più smentite che conferme (Robst, 1995; Büchel e Mertens, 2004) e il persistere di uno "zoccolo duro" di individui *overeducated* e *undereducated* anche fra i lavoratori al termine della carriera induce a sospettare reale eterogeneità fra le competenze degli addetti non rispecchiata dal titolo di studio (Green *et al.*, 2002), oppure effettivo malfunzionamento dei mercati del lavoro.

3. I dati e le ipotesi di ricerca

3.1. I dati

La verifica empirica delle ipotesi di ricerca proposte nel paragrafo precedente sfrutta le informazioni raccolte nella banca dati OAC dell'Isfol (Tomassini, 2007). Al fine di esplorare la relazione fra organizzazione dell'attività lavorativa, percorso formativo e competenze possedute, richieste e sviluppate dagli addetti, nel 2004 l'Isfol ha promosso un'approfondita indagine mediante interviste fra gli occupati nell'industria privata manifatturiera e dei servizi in Italia⁹. Le interviste, effettuate fra il Maggio e il Luglio 2004, hanno coinvolto oltre 3.600 lavoratori in colloqui durati mediamente un'ora e sono state condotte con metodologia *Computer Assisted Personal Interview*: l'interazione diretta fra intervistato e intervistatore assicura in tal caso una migliore qualità delle informazioni raccolte. Alcuni dati sintetici attraverso cui caratterizzare il campione sono riportati in Tabella 1.

⁹ Sono esclusi l'attività estrattiva, il comparto agricolo e il settore dei servizi alla persona.

Tabella 1. L'archivio OAC: statistiche essenziali

Variabile		N	%
Classi di età [anni]	15-29	691	19,17
	30-44	1.711	47,46
	45-64	1.203	33,37
Genere	Maschi	2.253	62,50
	Femmine	1.352	37,50
Qualifica	Operai	1.534	42,55
	Impiegati	1.034	28,68
	Dirigenti/Quadri	1.037	28,77
Classe dimensionale impresa [addetti]	1-49	1.847	51,23
	50-99	268	7,43
	100-499	537	14,90
	≥ 500	751	20,83
	n.r.	202	5,60
Area geografica di residenza	Nord-Ovest	956	26,52
	Nord-Est	1.017	28,21
	Centro	798	22,14
	Sud e Isole	834	23,13
Totale		3.605	100,00

Fonte: Archivio OAC, Isfol

La rappresentatività del campione rispetto all'universo osservato è assicurata dal metodo di stratificazione, effettuata in base al genere degli intervistati, alla classe di età al momento dell'intervista, alla ripartizione geografica della residenza, alla qualifica professionale e ai settori di attività economica del datore di lavoro. Inoltre, la metodologia di stratificazione del campione ha consentito di verificare *ex-post* l'assenza di fenomeni di autoselezione fra i rispondenti in caso di mancata risposta (Centra e Falorsi, 2007).

Volendo sondare le percezioni degli intervistati circa la propria attività e l'organizzazione in cui questa ha luogo, l'indagine OAC ha privilegiato l'autovalutazione come metodologia di raccolta dei dati, poiché tale soluzione consente l'accesso a informazioni difficilmente percepibili da un osservatore esterno (Allen e van der Velden, 2005). Anche la stima del titolo di studio necessario per svolgere la mansione dell'intervistato, in base alla quale è stato valutato l'*educational mismatch*, è frutto di autovalutazione. Il presente lavoro si inserisce quindi fra i contributi che valutano la consistenza e le conseguenze retributive dell'*educational mismatch* in base a valutazioni soggettive. In particolare, la rispondenza fra titolo di studio e mansione svolta è stata valutata confrontando il titolo di studio dell'intervistato con la risposta al seguente quesito: "Se qualcuno

dovesse fare domanda per occupare la sua posizione, che qualificazione scolastica dovrebbe possedere secondo lei?”¹⁰

Il problema principale insito nella raccolta di dati tramite autovalutazione risiede naturalmente nel rischio di manipolazioni, siano esse di carattere intenzionale o involontario. Analogamente ad altre rilevazioni empiriche su larga scala (si veda ad esempio Felstead *et al.*, 2002), tale rischio è stato attenuato in fase di progettazione del questionario e del metodo di intervista¹¹.

3.2. *Le ipotesi di ricerca*

Distinguendo fra *overeducation* e *undereducation*, l’archivio OAC permette di delineare la consistenza dell’*educational mismatch* in Italia, ma anche di verificare l’esistenza e l’eventuale entità delle associate conseguenze retributive. La prima parte dell’analisi empirica proposta è quindi volta a ricostruire la distribuzione dell’*educational mismatch* in Italia. In accordo con le evidenze empiriche riportate in letteratura, ci si attende che i valori rilevati per *overeducation* e *undereducation* si allineino a quelli dell’Europa continentale, piuttosto che ai Paesi anglosassoni. I risultati di tale analisi sono presentati nella Sezione 4.

La breve analisi della letteratura proposta nelle pagine precedenti ha evidenziato la sostanziale convergenza degli studiosi circa le valutazioni sugli effetti dell’*educational mismatch*. In particolare, il mancato allineamento fra titolo di studio posseduto e richiesto si traduce in una penalizzazione retributiva per il lavoratore *overeducated*, che guadagna meno di quanto sarebbe possibile svolgendo un’attività congrua al proprio percorso formativo. Anche l’*undereducation* penalizza la retribuzione, poiché viene riconosciuto un compenso inferiore a quello ricevuto da chi possiede un titolo di studio adeguato all’attività svolta.

In accordo ai risultati della letteratura internazionale, si attende che anche nel caso italiano le imprese attribuiscono un valore economico al disallineamento fra titolo di studio richiesto e offerto. Il modello dell’*Assignment*, considerando fattori che agiscono sia sul versante della domanda che dell’offerta di lavoro, prospetta una migliore inter-

¹⁰ La domanda prevedeva le seguenti risposte: (1) Licenza di scuola elementare; (2) Licenza di scuola media; (3) Scuola dell’obbligo e un anno di formazione professionale; (4) Scuola dell’obbligo e due anni di formazione professionale; (5) Scuola dell’obbligo e tre anni di formazione professionale; (6) Diploma di maturità tecnica; (7) Diploma di maturità liceale; (8) Laurea; (9) Laurea e corso di perfezionamento; (10) Laurea e master; (11) Laurea e dottorato di ricerca.

¹¹ Analizzando pro e contro dell’autovalutazione, Allen e van der Velden (2005) propongono alcune regole per ridurre al minimo il rischio di manipolazione. In particolare, rimuovere gli aspetti che possano implicare risposte “socialmente desiderabili” o manipolabili in altro modo; fornire scale di valori con brevi spiegazioni che rendano chiaro il livello indicato; evitare aspetti compositi, che cioè risultino da dimensioni/variabili differenti; predisporre le domande e le eventuali risposte chiuse in modo tale per cui ogni risposta ammessa dal disegno del questionario possa apparire “normale” quindi manifestabile, agli occhi dell’intervistato.

pretazione delle determinanti della retribuzione rispetto al solo binomio lavoro-esperienza. Il secondo quesito di ricerca ipotizza quindi una differenziazione significativa delle retribuzioni non solo in funzione del capitale umano richiesto e fornito, ma anche delle caratteristiche del lavoratore, della mansione e dell'impresa. In particolare, si vuole verificare la sostituibilità fra formazione nel sistema scolastico e formazione successiva all'ingresso nel mondo del lavoro. Qualora provata, tale sostituibilità confermerebbe per l'Italia un modello produttivo "tradizionale" basato sullo sviluppo incrementale di competenze da parte di una forza lavoro non particolarmente sofisticata.

La verifica empirica di tali ipotesi è effettuata attraverso la stima econometrica delle determinanti retributive per il campione di lavoratori esaminato attraverso modelli OLS. La forma funzionale adottata per l'equazione salariale è quella di Mincer generalizzata per tener conto di caratteristiche del lavoratore e dell'ambiente di lavoro. I risultati sono presentati nella prima parte della Sezione 5.

La stima delle determinanti retributive per il campione di lavoratori osservati consente di trarre indicazioni generali sul mercato del lavoro nel settore privato in Italia e di confrontare la situazione nazionale con i risultati emersi per altri Paesi. Numerosi studi hanno però sottolineato a più riprese i rischi insiti nel trascurare segmentazioni strutturali fra gruppi di lavoratori. Particolare attenzione è stata dedicata all'età dei lavoratori, in funzione della quale variano sia il grado di matching fra qualificazioni richieste e offerte, sia l'entità della penalizzazione retributiva in corrispondenza di *overeducation* e *undereducation*. In particolare, la presenza di *overeducation* anche negli strati più anziani della forza lavoro, unitamente al persistere di penalizzazioni retributive, segnala o un effettivo mal funzionamento del mercato del lavoro, oppure l'eterogeneità dei lavoratori dotati di pari grado di istruzione. Parallelamente, la presenza strutturale di *undereducation* in assenza di concomitanti penalizzazioni retributive segnala la sostituibilità fra formazione scolastica e addestramento ed esperienza nel mercato del lavoro. La stima dell'equazione (1) per tre sotto-campioni in funzione dell'età degli intervistati consente di valutare la natura temporanea o strutturale dell'*educational mismatch* in Italia. In particolare, questa terza parte della ricerca empirica ipotizza una quota strutturale di *overeducation* e parziali effetti sostitutivi fra istruzione formale, addestramento ed esperienza. I risultati delle stime econometriche sono presentati nella seconda parte della Sezione 5.

4. L'*educational mismatch* in Italia

L'archivio OAC dell'Isfol consente di verificare la consistenza e la distribuzione del *mismatch* in corrispondenza di una valutazione soggettiva dell'allineamento fra titolo di studio posseduto e mansione svolta. In particolare, l'analisi proposta nel presente para-

grafo considera *overeducated* il lavoratore quando, in una scala a 5 livelli¹², il titolo di studio posseduto (TP) è superiore a quello richiesto (TR) per svolgere la mansione e *undereducated* quando TP è inferiore a TR. Le dimensioni dell'*educational mismatch* che caratterizzano l'universo dei lavoratori presi in considerazione dal progetto OAC sono presentate in Tabella 2. Oltre che per l'universo considerato, la tabella quantifica il *mismatch* in funzione di alcune caratteristiche del lavoratore (livello di istruzione, genere, età, professione), del settore di attività economica e dell'area geografica di residenza.

Nel 68,8% dei casi il titolo di studio posseduto risulta allineato rispetto al titolo richiesto. I lavoratori che ritengono di essere *overeducated* rispetto alla mansione svolta sono pari al 14,1%, mentre gli *undereducated* raggiungono il 17,1%. Soprattutto a causa di una maggiore incidenza dell'*undereducation*, il criterio soggettivo utilizzato dall'Isfol porta quindi a identificare livelli di *mismatch* complessivamente superiori rispetto a quelli rilevati dell'Istat (2005) attraverso una misura oggettiva. I dati Isfol confermano che l'*overeducation* in Italia è sostanzialmente allineata ai livelli riportati in letteratura per i Paesi dell'Europa continentale. Trova quindi conferma la prima ipotesi di ricerca, sia per quanto riguarda l'esistenza del fenomeno, sia sotto il profilo della sua consistenza.

I dati in Tabella 2 mostrano la superiore incidenza dell'*undereducation* rispetto all'*overeducation*. Tale evidenza, che trova riscontro in ambito internazionale solo in alcuni studi sulle realtà spagnola (Alba-Ramirez, 1993; García-Serrano e Malo, 1996) e olandese (Hartog e Oosterbeek, 1988), si presta ad almeno due opposte interpretazioni. Da un lato, suggerisce una carenza di figure adeguatamente formate o, data la contemporanea presenza di *overeducated*, segnala un cattivo funzionamento dei mercati del lavoro. Dall'altro lato, il prevalere degli *undereducated* rispetto agli *overeducated* conferma il ruolo di esperienza *on the job* e formazione extra-scolastica nello sviluppo delle competenze. Sorge allora spontaneo il quesito circa la natura e il valore delle competenze acquisite attraverso l'esperienza lavorativa, che appaiono strettamente correlate alle caratteristiche del contesto lavorativo. In settori maturi e tradizionali (ad esempio quelli del cosiddetto *made in Italy*) i tempi lenti del cambiamento e la sofisticazione contenuta nei sistemi tecnologici rendono plausibile l'ipotesi di sostituibilità fra istruzione ed esperienza. In simili ambienti, investire nell'esperienza degli addetti consente alle imprese di attingere a un bacino di forza lavoro potenzialmente più ampio e meno costoso, seppure al prezzo di maggiore vulnerabilità rispetto a cambiamenti repentini del contesto competitivo. Al contrario, nei settori ad alta tecnologia l'investimento in esperienza

¹² I cinque livelli di istruzione considerati in questa fase dell'analisi corrispondono ai diplomi di scuola dell'obbligo, di scuola professionale, di maturità, di laurea e le certificazioni post-laurea. La scelta di tale scansione è motivata dalla volontà di accrescere la comparabilità internazionale dell'analisi proposta.

fa leva sulla capacità di apprendimento e sulle conoscenze pregresse degli addetti, che devono però disporre già in partenza di un livello di istruzione formale sufficientemente elevato.

Tabella 2 - Le dimensioni dell'*educational mismatch* in Italia

Mismatch	Undereducation	Match	Overeducation	Educational mismatch	
	(a) %	(b) %	(c) %	(d) μ	σ
* Complessivo (e)	17,12	68,80	14,08	-0,030	0,558
* Per titolo di studio posseduto					
Scuola dell'obbligo	26,94	73,06	0,00	-0,269	0,444
Scuola professionale	26,65	55,68	17,67	-0,090	0,660
Diploma di maturità	7,70	74,10	18,20	0,105	0,498
Laurea	7,32	55,11	37,57	0,302	0,598
Post-laurea	0,00	34,24	65,76	0,658	0,475
* Per genere					
Maschio	17,67	67,43	14,90	-0,028	0,570
Femmina	16,25	70,99	12,76	-0,035	0,537
* Per classe di età					
15-29	11,66	69,31	19,03	0,074	0,549
30-44	17,40	68,66	13,94	-0,035	0,559
45-64	22,08	68,57	9,35	-0,127	0,546
* Per professione					
Dirigenti e direttori	31,40	59,00	9,60	-0,218	0,602
Professionisti	23,86	71,42	4,72	-0,191	0,499
Tecnici	32,59	59,92	7,48	-0,251	0,581
Impiegati amministrativi	18,07	73,10	8,83	-0,092	0,510
Figure specializzate	19,00	68,53	12,47	-0,065	0,557
Addetti ai servizi alla persona	1,52	89,84	8,64	0,071	0,311
Addetti alle vendite e ai relativi servizi	16,42	62,56	21,02	0,046	0,610
Conduttori di impianti e macchinari	14,84	67,16	18,00	0,032	0,572
Personale non qualificato	10,57	67,28	22,15	0,116	0,560
* Per settore di attività					
Manifatturiero: tradizionali	16,84	66,97	16,19	-0,006	0,575
Manifatturiero: <i>scale intensive</i>	13,34	73,42	13,25	-0,001	0,516
Manifatturiero: <i>science based</i>	22,60	66,27	11,14	-0,115	0,569
Commercio ingrosso e dettaglio	17,91	65,45	16,64	-0,013	0,588
Alberghi e ristoranti	13,47	65,73	20,80	0,073	0,581
Trasporti e magazzinaggio	12,61	72,62	14,77	0,022	0,523
Comunicazioni e ICT	20,83	64,82	14,36	-0,065	0,590
Intermediazione finanziaria e monet.	23,41	65,85	10,74	-0,127	0,571
Immobiliari, noleggio, ricerca	14,68	77,92	7,41	-0,073	0,464
* Per area geografica					
Nord-Ovest	17,69	71,22	11,10	-0,066	0,532
Nord-Est	19,74	63,30	16,96	-0,028	0,605
Centro	13,56	68,49	17,95	0,044	0,560
Sud e Isole	16,50	71,47	12,03	-0,045	0,532

(a) Titolo di studio Posseduto (TP) dal lavoratore < Titolo Richiesto (TR)

(b) TP = TR

(c) TP > TR

(d) Educational mismatch = 1 se TP > TR, 0 se TP = TR, -1 se TP < TR.

(e) I dati sono proiettati all'universo analizzato, pari a 9.182.953 lavoratori.

Qualche indicazione, seppur parziale, sull'effettivo ruolo e sulle origini dell'*undereducation* nel contesto italiano è offerta dall'analisi disaggregata dell'*educational mismatch* (Tabella 2). Rispetto al titolo di studio posseduto dai lavoratori, l'allineamento fra istruzione e lavoro mostra un quadro articolato. Il *matching* risulta massimo in corrispondenza del livello di formazione più basso (la scuola dell'obbligo, con il 73,1%), e di quello relativo al diploma di maturità (74,1%), ove giocano un ruolo rilevante gli istituti "professionalizzanti" per periti, geometri, ragionieri, ecc. L'allineamento è nettamente più contenuto in corrispondenza della formazione post-laurea, che vede un solo lavoratore su tre svolgere un'attività in linea con l'investimento individuale in istruzione. Al contempo, oltre un quarto di coloro che hanno seguito la sola scuola dell'obbligo o hanno frequentato le scuole professionali dichiarano di svolgere attività che richiedono competenze superiori a quelle inizialmente possedute.

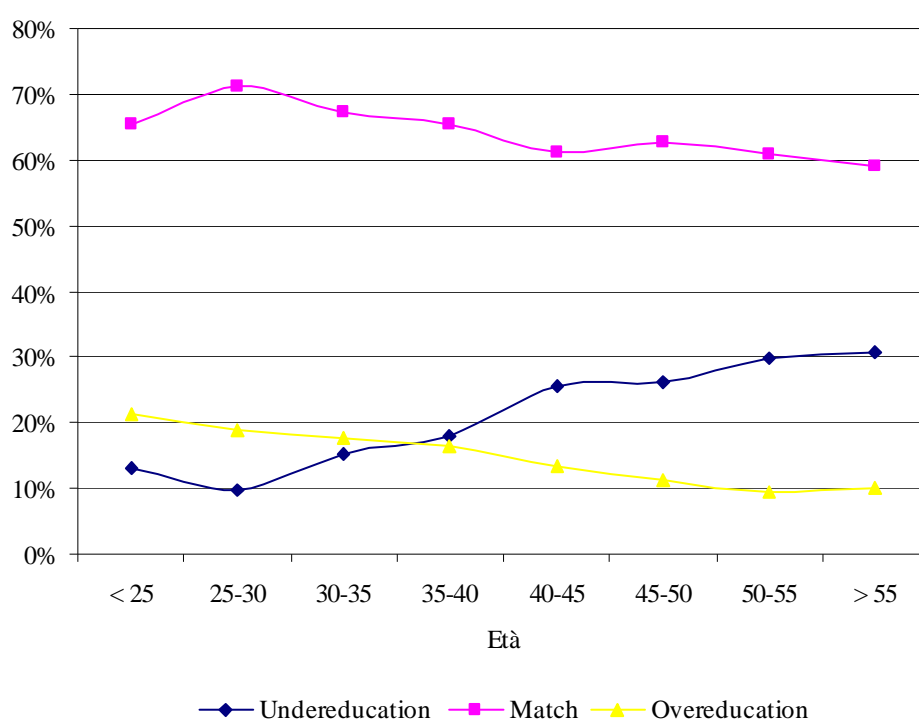
A prima vista, sembrerebbe che i livelli di istruzione più sofisticati non trovino adeguato sfruttamento, mentre l'acquisizione di conoscenze funzionali alla crescita lavorativa non risulta ostacolata dal livello degli studi di partenza. Nel suo insieme, tale quadro ben si accorda con l'immagine di un tessuto produttivo incentrato su attività tradizionali, scarsamente dinamiche, nelle quali il livello di competenza è costruito nel tempo attraverso l'esercizio dell'attività lavorativa. Sul versante della domanda di lavoro tale risultato segnala la preferenza verso la costruzione di competenze attraverso l'esperienza rispetto a contrattare lavoratori con titolo di studio più elevato.

Analogamente alle evidenze proposte nella meta-analisi condotta da Sloane (2003), l'esame delle differenze per genere non rileva variazioni significative nel livello di *educational mismatch* fra uomini e donne. Molto più marcati risultano invece i contrasti tra classi di età differenti: mentre il livello di *match* si mantiene sempre attorno al 69%¹³, *undereducation* e *overeducation* registrano, rispettivamente, una drastica crescita e riduzione all'aumentare dell'età dell'intervistato (Figura 1). Al contrario di quanto rilevato per l'intero campione, l'analisi disaggregata per gruppi di età non vede sempre prevalere l'*undereducation*: al di sotto dei 35 anni, è maggiore l'incidenza degli *overeducated*. I valori dell'*overeducation* fra i lavoratori italiani sono comunque, per ciascuna fascia di età, circa la metà di quelli misurati attraverso a criteri soggettivi da Dekker *et al.* (2002) nel caso olandese.

¹³ Se la sostituzione fra *over* e *undereducated* al crescere dell'età dei lavoratori è una tendenza associata in letteratura, il caso italiano si differenzia per gli elevati livelli di *matching* riscontrati in corrispondenza di ciascuna fascia di età. Nel caso spagnolo Alba-Ramirez (1993) riporta valori di *matching* crescenti ma fortemente variabili, dal 45% per i lavoratori più giovani all'oltre 75% per gli ultra sessantenni. La scelta di ripartire il campione in tre classi di età (15-29 anni, 30-44 anni e 45-64 anni al momento dell'intervista) rispecchia il criterio utilizzato dall'Isfol per stratificare il campione. Il risultato comunque non varia in misura significativa anche a minori livelli di aggregazione (Figura 1).

Il progressivo passaggio dalla condizione di *overeducation* al *matching*, e da quest'ultimo all'*undereducation*, suggerisce un aggiustamento nel tempo fra domanda e offerta di lavoro, accompagnato dalla crescita dei contenuti della mansione cui gli addetti riescono a far fronte mediante percorsi di addestramento e formazione. Al contempo, tuttavia, la non trascurabile percentuale di *overeducated* anche fra i lavoratori più anziani suggerisce che, almeno per una quota di individui, l'*overeducation* può rivestire caratteri di permanenza. Sebbene a livello qualitativo, le evidenze disponibili offrono quindi una prima parziale conferma alla terza ipotesi di ricerca.

Figura 1. Educational mismatch al variare dell'età degli intervistati



A livello di professione l'*undereducation* appare maggiormente marcata nelle attività più qualificate: nel caso dei manager è pari al 31,4%, tra i professionisti sfiora il 24% e fra i tecnici supera il 32%. Al contrario, l'*overeducation* risalta nelle professioni ove la formazione scolastica richiesta è abitualmente minore: essa supera infatti il 20% tra il personale non qualificato, ma anche fra gli addetti alle vendite. Mentre per le professioni di profilo più elevato il quadro descritto risulta compatibile con ipotesi di costruzione delle competenze *on-the-job*, appare difficile interpretare il prevalere di *overeducation* fra i lavoratori meno qualificati come la ricerca di competenze ridondanti da

parte dei datori di lavoro e, al contempo, l'accettazione di impieghi al di sotto delle potenzialità dei lavoratori ai fini di favorire successivi percorsi di carriera.¹⁴

Coerentemente con il quadro sopra descritto, a livello di settore di attività l'allineamento fra mansione e titolo di studio rispecchia sostanzialmente la media generale, mentre l'*educational mismatch* prevale proprio nei settori in linea di principio più sensibili ai saperi formalizzati specifici. Nei settori più prossimi alla frontiera delle conoscenze quali le attività manifatturiere *science based*, l'ICT, le attività finanziarie e la ricerca l'*overeducation* assume valori sistematicamente bassi e comunque inferiori a quelli dell'*undereducation*¹⁵. Anche tale riscontro rende poco plausibile la lettura dell'*overeducation* come fonte di conoscenze ridondanti da mettere in gioco per fronteggiare il cambiamento e pone in dubbio la disponibilità e la reale necessità di risorse umane con elevata formazione nel nostro Paese. Nel complesso, la disamina svolta a livello di settori di attività e di professione, conferma le considerazioni iniziali sul prevalere dell'orientamento a sviluppare le competenze specialistiche all'interno dei luoghi di lavoro piuttosto che nel sistema scolastico.

5. Gli effetti retributivi dell'*educational mismatch*

Il riconoscimento dell'esistenza e della consistenza di un *educational mismatch* anche in Italia apre le porte all'indagine sulle implicazioni retributive dell'allineamento (e del disallineamento) fra domanda e offerta di competenze formali. In tutte le specificazioni empiriche di seguito proposte, la variabile dipendente è rappresentata dal logaritmo della retribuzione netta oraria espressa in euro¹⁶. Tale scelta è in primo luogo motivata dal vantaggio di eliminare distorsioni associate a una diversa durata del tempo di lavoro giornaliero o settimanale fra gli intervistati. Il ricorso alla retribuzione oraria favorisce inoltre il confronto internazionale, poiché la maggior parte degli studi ricorre a tale misura.

L'elenco dei regressori utilizzati per stimare l'equazione salariale (1) (paragrafo 2.2) e la loro descrizione sintetica sono riportati in Tabella 3. Le variabili esplicative utilizzate sono riconducibili a cinque categorie, rispettivamente capitale umano, caratteri-

¹⁴ In accordo con quanto sostenuto da Robst (1995) e da Büchel e Mertens (2004), anche nel caso italiano non trova quindi riscontro l'ipotesi della *career mobility*.

¹⁵ Nell'ordine, i livelli rilevati nel campione OAC per *overeducation* e *undereducation* sono pari, rispettivamente, a 11,1% e 22,6% per le attività manifatturiere *science-based*, 14,4% e 20,8% per comunicazioni e ICT, 10,7% e 23,4% per le attività di intermediazione finanziaria e monetaria, 7,41% e 14,68% per i servizi immobiliari, di noleggio e di ricerca, che includono anche i servizi alle imprese forniti dagli studi professionali.

¹⁶ L'indagine OAC rileva separatamente la retribuzione netta mensile e l'impegno orario settimanale degli intervistati. Senza che ciò pregiudicasse la significatività delle analisi, la valutazione del ritorno dell'istruzione attraverso stime econometriche ha riguardato i 3.081 lavoratori per i quali i dati sul salario risultano completi (86% del campione complessivo).

stiche del lavoratore, specificità del posto di lavoro, professione e settore di attività. Fra le variabili che misurano il capitale umano, oltre alle variabili “classiche” relative a titolo di studio, *overeducation*, *undereducation* ed esperienza (misurate in anni) è stata introdotta la formazione dagli intervistati, definita attraverso la durata degli interventi formativi vissuti dopo l’ingresso nel mondo del lavoro. Ci si aspetta che il coefficiente di tale variabile assuma un valore positivo a fronte dell’impatto negativo dell’*undereducation*, segnalando così sostituibilità fra formazione scolastica e formazione nel mondo del lavoro.

Fra le caratteristiche del lavoratore i modelli proposti includono l’età (utilizzando come classe di riferimento i lavoratori più anziani, oltre i 45 anni) e il genere. Ai fini di catturare eventuali discriminazioni salariali di genere legate alla durata del tempo di lavoro (Manning e Petrongolo, 2005), quest’ultima variabile è interagita con la condizione lavorativa di contratto a tempo parziale. Altre caratteristiche dell’impiego utilizzate nelle stime econometriche includono la durata del contratto (predeterminata o meno), la dimensione dell’impresa presso cui lavora l’intervistato e la localizzazione dell’impiego.

Volendo depurare gli effetti salariali legati all’*educational mismatch* da peculiarità derivanti dalla professione dell’intervistato, i modelli proposti controllano anche per il gruppo occupazionale di appartenenza¹⁷. In ragione della sua numerosità, la professione assunta a variabile binarie di controllo è rappresentata dagli “Impiegati amministrativi”. Le stime econometriche includono infine otto variabili di controllo relative ai settori di impiego degli intervistati, che risultano sempre congiuntamente significative. L’aggiunta di tali variabili risponde a un duplice obiettivo. Da un lato, i settori di attività costituiscono una delle dimensioni di stratificazione campionaria utilizzate dall’Isfol e rappresentano pertanto un necessario controllo delle stime econometriche. Dall’altro, la differenziazione fra i ritorni economici in funzione del settore costituirebbe un’evidenza a favore del JCT, che ipotizza appunto la preminenza di mansione e settore nel determinare la produttività individuale.

Anche quando significativi, i coefficienti di correlazione fra le variabili esplicative adottate rimangono per tutti i modelli stimati sufficientemente bassi da escludere il rischio di distorsioni associate a fenomeni di multicollinearità, negata anche dai valori assunti dai *Variance Inflation Factors*.

¹⁷ La classificazione delle professioni utilizzate fa riferimento alla Standard Occupational Classification del Regno Unito.

Tabella 3. Variabili utilizzate nella stima dei modelli econometrici

	<i>Descrizione</i>	μ	σ
Ln_Retrib	Logaritmo naturale della retribuzione netta oraria in € Variabile dipendente	1,967	0,360
<i>Variabili esplicative</i>			
<i>Capitale umano</i>			
Titolo_richiesto	Anni di istruzione scolastica richiesti	12,296	3,480
Overeducation	Se TP>TR = numero anni; se TP≤TR = 0	0,547	1,469
Undereducation	Se TP<TR = numero anni; se TP≥TR = 0	0,799	1,773
Esperienza	Anni dall'ingresso nel mercato del lavoro	17,195	10,478
Formazione	Formazione nel mercato del lavoro in anni	0,289	0,602
<i>Caratteristiche del lavoratore</i>			
15_29 anni	= 1 per gli addetti fra 15 e 29 anni	0,192	0,394
30_44 anni	= 1 per gli addetti fra 30 e 44 anni	0,475	0,499
Genere	= 1 per le lavoratrici	0,375	0,484
<i>Impiego</i>			
Part_time	= 1 per contratti a tempo parziale	0,068	0,251
Tempo_det	= 1 per contratti a tempo determinato	0,108	0,311
LnSize	Logaritmo naturale degli addetti presso l'impresa	4,176	2,582
Nord_Est	= 1 se localizzazione nel Nord_Est	0,282	0,450
Centro	= 1 se localizzazione nel Centro	0,221	0,415
Sud	= 1 se localizzazione nel Meridione	0,231	0,422
<i>Professione</i> <i>Riferimento: Impiegati amministrativi</i>			
Manager	= 1 per dirigenti e direttori	0,173	0,379
Professionisti	= 1 per professionisti	0,031	0,174
Tecnici	= 1 per tecnici	0,083	0,276
Specializzati	= 1 per figure specializzate	0,124	0,330
Servizi_pers	= 1 per addetti ai servizi alla persona	0,007	0,085
Vendite	= 1 per addetti vendite e ai relativi servizi	0,071	0,256
Impianti_macchinari	= 1 per conduttori di impianti e macchinari	0,143	0,350
Non_qualificati	= 1 per personale non qualificato	0,099	0,299
<i>Settore</i> <i>Riferimento: Commercio all'ingrosso e al dettaglio</i>			
Mfg_tradizionale	= 1 per manifatturiero tradizionale	0,167	0,373
Mfg_scale intensive	= 1 per manifatturiero <i>scale intensive</i>	0,139	0,347
Mfg_science based	= 1 per manifatturiero <i>science based</i>	0,116	0,320
Hotel_Rest	= 1 per alberghi e ristoranti	0,046	0,209
Trasporti	= 1 per trasporti e magazzinaggio	0,081	0,273
ICT	= 1 per comunicazioni e ICT	0,080	0,272
Finanza	= 1 per intermediazione finanziaria e monetaria	0,088	0,284
Altri_servizi	= 1 per immobiliari, noleggio, ricerca	0,106	0,308

5.1. Gli effetti salariali per l'intero campione

I risultati della regressione OLS per l'intero campione sono riportati in Tabella 4. La stima proposta si caratterizza per un grado di significatività complessiva del modello superiore al 99% e un consistente potere esplicativo: le variabili utilizzate spiegano oltre il 53% della varianza delle osservazioni.

La stima delle determinanti della retribuzione oraria per l'intero campione conferma anche per il caso italiano, come era lecito attendersi, sia la presenza sia il segno degli effetti dell'*educational mismatch* evidenziati in letteratura. Il coefficiente negativo di Undereducation conferma la penalizzazione che subisce il lavoratore con titolo di studio inferiore alla richiesta, mentre il segno positivo assunto dal coefficiente di Overeducation segnala il "premio salariale" attribuito alle competenze acquisite mediante gli anni di studio che eccedono il livello richiesto. Questi ultimi vengono però riconosciuti in misura solo parziale dal datore di lavoro: il coefficiente di Overeducation non raggiunge infatti un quarto rispetto a quello di Titolo_richiesto.

I ritorni retributivi associati a livello di istruzione richiesto, *overeducation* e *undereducation* per il campione italiano appaiono contenuti rispetto ai risultati di analoghi studi in altri Paesi industrializzati. Utilizzando i dati dell'archivio OAC, il premio salariale associato all'incremento di un anno nella durata degli studi richiesti è pari al 3,2% della retribuzione oraria, mentre la letteratura basata su criteri soggettivi riporta valori variabili tra il 4,8% degli Stati Uniti (Sicherman, 1991) e il 9,2% del caso spagnolo (Alba-Ramirez, 1993). Parimenti contenuti, e inferiori agli effetti calcolati per altri Paesi, sono i ritorni salariali stimati per ciascun anno di *overeducation* (0,8%, rispetto alla media del 4,9% riportata da Groot e Maassen den Brink, 2000a) e di *undereducation* (-1,7%, rispetto a -3,5%). Il minore ritorno dell'istruzione formale in termini salariali sembra quindi suggerire che in Italia, più che in altre realtà, la retribuzione dello sforzo lavorativo sia mediata da variabili sociali, contrattuali e istituzionali. A riprova di ciò, ben superiori alle conseguenze del titolo di studio richiesto e posseduto appaiono gli effetti salariali legati all'età. Rispetto ai colleghi più anziani, un lavoratore tra i 15 ed i 29 anni soffre di una penalizzazione media pari al 9,8% della retribuzione netta oraria, che si riduce al 3% per la fascia di età successiva (30-44 anni).

Il modello stimato non conferma le predizioni della Human Capital Theory e del Job Competition Model. Il test $F(3, 2842)$ per la restrizione $\beta_1 = \beta_2 = -\beta_3$, pari a 27,253, consente di rifiutare con un grado di confidenza superiore al 99% l'ipotesi nulla che la retribuzione vada a premiare il capitale umano complessivamente posseduto piuttosto che l'allineamento fra titolo di studio richiesto e fornito. Analogamente, il test $F(2, 2842)$ per la restrizione $\beta_2 = \beta_3 = 0$ nell'equazione (1) assume il valore di 22,017 e consente di negare l'ipotesi di irrilevanza di *overeducation* e *undereducation* sostenuta dal JCM. Una parziale conferma del JCM è tuttavia fornita dalle differenze nella significatività e nel valore assunti dai coefficienti delle variabili settoriali. Tale risultato sostiene l'ipotesi che la retribuzione sia determinata almeno in parte, a parità di caratteristiche dell'offerta, dalle specificità della domanda di lavoro. Trova comunque sostanziale conferma la seconda ipotesi di ricerca, giustificando l'adozione di un approccio ispirato al

modello dell'Assignment per allargare l'esame delle determinanti retributive a variabili specifiche all'individuo e alle condizioni di lavoro.

Tabella 4 – Le determinanti della retribuzione individuale per l'intero campione

Predittori	β	<i>Errore standard</i>	
Costante	1,4113	0,0402	***
Titolo_richiesto	0,0317	0,0020	***
Overeducation	0,0079	0,0032	**
Undereducation	-0,0171	0,0028	***
Esperienza	0,0117	0,0017	***
Esperienza ²	-0,0001	0,0000	***
Formazione	0,0096	0,0079	
15_29 anni	-0,1037	0,0200	***
30_44 anni	-0,0300	0,0132	**
Genere	-0,0924	0,0108	***
Part-time	-0,0491	0,0384	
Part-time*Genere	0,0988	0,0415	**
Tempo determinato	-0,0915	0,0186	***
LnSize	0,0129	0,0019	***
Nord_Est	0,0188	0,0119	
Centro	-0,0088	0,0129	
Sud	-0,0754	0,0127	***
Manager °	0,2363	0,0145	***
Professionisti °	0,1312	0,0281	***
Tecnici °	0,0832	0,0181	***
Specializzati °	-0,0475	0,0169	***
Servizi_pers °	-0,0452	0,0536	
Vendite °	-0,0515	0,0204	**
Impianti_macchinari °	-0,0402	0,0168	**
Non_qualificati	-0,0582	0,0182	***
Mfg_tradizionale °°	0,0152	0,0164	
Mfg_scale intensive °°	0,0105	0,0174	
Mfg_science based °°	0,0163	0,0182	
Hotel_Rest °°	-0,0399	0,0243	
Trasporti °°	0,0688	0,0203	***
ICT °°	-0,0154	0,0201	
Finanza °°	0,1592	0,0202	***
Altri_servizi °°	0,0234	0,0184	
	R ² modificato	0,537	
	ANOVA Test F	105,073	***

*Stima OLS. Variabile dipendente: Ln_Retrib. 2.923 osservazioni. *** p < 1%, ** p < 5%, * p < 10%*

° Professione di riferimento: Impiegati amministrativi

°° Settore di riferimento: Commercio all'ingrosso e al dettaglio

L'esperienza lavorativa accumulata ha un impatto significativo, ma ancora una volta quantitativamente ridotto, sulla retribuzione: il ritorno salariale per ogni anno di ulteriore permanenza nel mercato del lavoro è mediamente pari allo 0,7%. La significatività di tale variabile e la rilevanza degli effetti retributivi complessivi per i lavoratori con maggiore anzianità depongono a favore dell'ipotesi di sostituibilità fra saperi accumulati

sui banchi di scuola e competenze acquisite *on-the-job* nel mercato del lavoro nazionale. Con l'avanzare dell'età si manifesta però un processo di saturazione, peraltro modesto, segnalato dal coefficiente significativo e negativo di Esperienza². Non risulta invece significativo il coefficiente di Formazione: le esperienze formative successive all'ingresso nel mondo del lavoro non comportano, a livello di intero campione, riconoscimenti economici significativi.

La variabile relativa al genere evidenzia una consistente penalizzazione per le lavoratrici, mediamente pari all'8,8% della retribuzione oraria netta. Contrariamente a quanto rilevato nella maggior parte dei Paesi industrializzati, tuttavia, la penalizzazione risulta inferiore (4,2%) per le donne impiegate con un contratto *part-time*¹⁸. Se, indipendentemente dal genere, i contratti a tempo parziale non si traducono in retribuzioni orarie inferiori, ben diverso è l'effetto riscontrato in corrispondenza dei contratti a tempo determinato. Per un individuo di sesso maschile che svolga un'attività di impiegato amministrativo, la penalizzazione media raggiunge in tal caso l'8,7% della retribuzione oraria netta. I dati dell'Isfol sottolineano quindi fra i problemi del precariato non solo la ridotta progettualità consentita da un orizzonte lavorativo a termine, ma anche un'oggettiva penalizzazione retributiva a parità del tempo di lavoro fornito.

Le variabili relative alla dimensione di impresa e alla localizzazione geografica contribuiscono ad accrescere il potere esplicativo del modello. Anche in questo caso trovano conferma le indicazioni suggerite dalla letteratura: lavorare in una grande impresa conferisce un (modesto) premio salariale, mentre sono penalizzati i lavoratori del Mezzogiorno.

Infine, il modello stimato sottolinea il consistente ritorno retributivo associato alla professione svolta, identificando in particolare tre gruppi professionali. Le retribuzioni orarie nette dei lavoratori attivi nell'area dei servizi alla persona non si discostano significativamente da quelle del gruppo occupazionale di riferimento, gli impiegati amministrativi. Vantaggi significativi e via via più consistenti si manifestano per i tecnici, i lavoratori che svolgono professioni intellettuali, scientifiche e ad elevata specializzazione e gli intervistati con funzioni direttive o comunque responsabilità di supervisione. Ritorni salariali negativi caratterizzano invece mediamente le professioni legate al commercio ed al consumatore ed i classici "colletti blu" (addetti alla conduzione di impianti e macchinari e personale non qualificato).

¹⁸ Utilizzando i dati dello European Community Household Panel Survey, Manning e Swaffield (2005) rilevano in generale significative penalizzazioni per la retribuzione lorda oraria delle lavoratrici *part-time* rispetto a quelle con contratto a tempo pieno. Le lavoratrici a tempo parziale godono al contrario di un vantaggio salariale nel caso di Italia, Germania e Grecia.

5.1. Gli effetti salariali per fasce di età

Il modello presentato in Tabella 4 stima le determinanti della retribuzione per l'intero campione dei lavoratori intervistati dall'Isfol. L'analisi statistica sulla distribuzione dell'*educational mismatch* (Tabella 2 e Figura 1) aveva comunque già evidenziato le significative differenze in funzione dell'età degli intervistati. Inoltre, la stessa stima dell'equazione (1) per il campione completo conferma la significatività e il peso dell'età quale determinante della retribuzione oraria.

Ai fini di cogliere eventuali differenze nel ritorno dell'istruzione e nelle altre determinanti salariali in funzione dell'età degli addetti, la stima OLS dell'equazione salariale è stata effettuata separatamente per i lavoratori fra 15 e 29 anni, fra 30 e 44 anni e fra 45 e 64 anni al momento dell'intervista (Tabella 5).

Il confronto fra la Tabella 4 e la Tabella 5 evidenzia in primo luogo che i ritorni di *overeducation* e *undereducation* riscontrati per l'intero campione non si ripropongono in modo uniforme per le diverse classi di età. In particolare, *overeducation* e *undereducation* non sono determinanti significative della retribuzione oraria per i lavoratori più giovani, mentre la retribuzione degli individui fra i 45 ed i 64 anni risente solo della sotto-qualificazione. Sottoponendo a verifica le teorie del capitale umano e della Job Competition per i tre sotto-campioni (Tabella 6), in nessun caso risulta accettabile l'ipotesi di una piena valorizzazione del titolo di studio offerto, indipendentemente dall'allineamento alle richieste aziendali. L'irrelevanza di *over* e *undereducation* per i lavoratori più giovani corrisponde all'impossibilità di rifiutare per tale gruppo la validità del JCM. In altre parole, per i lavoratori più giovani esisterebbe un effettivo incentivo a presentarsi sul mercato del lavoro con un titolo di studio elevato poiché, anche se le imprese valorizzano essenzialmente il titolo di studio richiesto, il migliore livello di istruzione aumenterebbe la probabilità di collocarsi nella carriera "giusta" che col tempo consentirà un aggiustamento fra domanda e offerta di lavoro (McGuinness, 2006; Thurow, 1973). Proprio la sostenibilità della JCT per la classe di lavoratori in ingresso nel mercato del lavoro potrebbe porre le premesse di una "trappola dell'*overeducation*" in base a cui un individuo, finito per ragioni più o meno casuali in una posizione per la quale risulta sovra-qualificato, permarrà in simili ruoli durante tutta la vita lavorativa, soffrendo in seguito di una penalizzazione salariale. Per la fascia di età intermedia tale penalizzazione consiste nel minor ritorno retributivo dell'*overeducation* rispetto al titolo di studio richiesto, evidenziato dai coefficienti delle rispettive variabili. Oltre i 45 anni, invece, i lavoratori che ancora occupano ruoli per i quali risultano sovra-qualificati vengono direttamente assimilati dalle imprese ai colleghi dotati di titolo di studio inferiore. Ogni anno di sotto-qualificazione comporta in media una penalizzazione pari a circa il 2% della retribuzione oraria per il lavoratori oltre i 30 anni: la validità di tale risultato

anche per gli individui presenti da più tempo sul mercato del lavoro ridimensiona almeno in parte l'ipotesi di piena sostituibilità fra titolo di studio e apprendimento sul campo.

Tabella 5 – Le determinanti della retribuzione individuale per classi di età

Predittori	Età = 15-29			Età = 30-44			Età = 45-64		
	N = 565			N = 1.361			N = 939		
Costante	1,3719	0,070	***	1,363	0,056	***	1,547	0,073	***
Titolo richiesto	0,0142	0,004	***	0,034	0,003	***	0,036	0,003	***
Overeducation	-0,0029	0,006		0,011	0,005	**	0,002	0,007	
Undereducation	-0,0094	0,009		-0,021	0,004	***	-0,021	0,004	***
Esperienza	0,0143	0,009		0,013	0,003	***	0,000	0,004	
Esperienza ²	0,0000	0,001		0,000	0,000	***	0,000	0,000	
Formazione	-0,0159	0,025		0,006	0,012		0,025	0,013	*
Genere	-0,0346	0,021		-0,118	0,016	***	-0,082	0,020	***
Part-time	-0,0472	0,054		-0,021	0,057		-0,290	0,124	**
Part-time*Genere	0,1243	0,064	*	0,092	0,061		0,282	0,127	**
Tempo determinato	-0,1005	0,025	***	-0,043	0,030		-0,088	0,051	*
LnSize	0,0284	0,005	***	0,013	0,003	***	0,006	0,003	*
Nord_Est	0,0290	0,025		0,024	0,018		0,008	0,022	
Centro	-0,0055	0,026		0,009	0,019		-0,041	0,023	*
Sud	-0,0831	0,025	***	-0,077	0,019	***	-0,078	0,023	***
Manager °	0,2482	0,044	***	0,230	0,022	***	0,223	0,024	***
Professionisti °	0,2072	0,051	***	0,052	0,041		0,306	0,056	***
Tecnici °	0,1534	0,038	***	0,058	0,027	**	0,093	0,032	***
Specializzati °	-0,0460	0,033		-0,036	0,026		-0,057	0,032	*
Servizi_pers °	0,0208	0,084		-0,121	0,095		-0,009	0,102	
Vendite °	0,0050	0,038		-0,065	0,030	**	-0,098	0,041	**
Impianti_macchinari °	-0,0047	0,033		-0,032	0,025		-0,077	0,032	**
Non_qualificati °	-0,0054	0,036		-0,054	0,028	*	-0,083	0,033	**
Mfg_tradizionale °°	0,0170	0,031		0,015	0,025		-0,019	0,030	
Mfg_scale intensive °°	0,0186	0,032		0,018	0,027		-0,017	0,032	
Mfg_science based °°	0,0122	0,0347		0,008	0,028		-0,016	0,032	
Hotel_Rest °°	0,0572	0,054		-0,064	0,034	*	-0,099	0,047	**
Trasporti °°	0,0866	0,046	*	0,045	0,032		0,069	0,034	**
ICT °°	0,0337	0,040		-0,016	0,030		-0,034	0,038	
Finanza °°	0,1957	0,050	***	0,121	0,031	***	0,181	0,034	***
Altri_servizi °°	0,0862	0,039	**	0,004	0,026		0,049	0,036	
R ² modificato	0,352			0,440			0,557		
ANOVA Test F	11,216 ***			36,652 ***			40,308 ***		

Variabile dipendente: Ln_Retrib; *** $p < 1\%$, ** $p < 5\%$, * $p < 10\%$

° Professione di riferimento: Impiegati amministrativi

°° Settore di riferimento: Commercio all'ingrosso e al dettaglio

Il titolo di studio richiesto costituisce una determinante sempre significativa della retribuzione e il suo ritorno aumenta al crescere dell'età del lavoratore. Ogni ulteriore anno di studio richiesto dal datore di lavoro si traduce infatti in un incremento dell'1,4% per la retribuzione oraria dei lavoratori più giovani, del 3,5% per la classe intermedia e del 3,7% per gli individui oltre i 45 anni. La natura istantanea dei dati a disposizione impedisce però di valutare se ciò avvenga perché l'esperienza accumulata *on-the-job* è

effettivamente in grado di incrementare la produttività del lavoro o piuttosto in seguito a fenomeni di *grade-drift* o di credenzialismo.

Come facile attendersi, nel caso dei lavoratori più giovani non si manifestano effetti di saturazione in corrispondenza dell'esperienza accumulata, né l'ammontare di formazione ricevuto influenza significativamente la retribuzione oraria. Tale risultato si spiega da un lato con la ridotta percentuale di chi ha già vissuto esperienze formative prima dei 30 anni (il 36,8% del sotto-campione rispetto al 50,6% e al 51,9% delle successive fasce di età), dall'altro con la minore durata media delle esperienze formative accumulate (rispettivamente, 0,14 anni per gli addetti fino a 29 anni, 0,29 anni per la seconda fascia di età e 0,33 anni per la terza).

Tabella 6. Test della Human Capital Theory e del Job Competition Model per classe di età

	Human Capital Theory H ₀ : $\beta_1 = \beta_2 = -\beta_3$	Job Competition Model H ₀ : $\beta_2 = \beta_3 = 0$
Età = 15-29	F (3, 537) = 70,691 F _{1%} (3, 537) = 5,500 <i>H₀ rifiutata (p < 1%)</i>	F (2, 537) = 0,607 F _{10%} (2, 537) = 4,645 <i>H₀ accettata</i>
Età = 30-44	F (3, 1.335) = 110,022 F _{1%} (3, 1.335) = 5,433 <i>H₀ rifiutata (p < 1%)</i>	F (2, 1.335) = 15,651 F _{1%} (2, 1.335) = 6,944 <i>H₀ rifiutata (p < 1%)</i>
Età = 45-64	F (3, 911) = 49,994 F _{1%} (3, 911) = 5,468 <i>H₀ rifiutata (p < 1%)</i>	F (2, 911) = 11,861 F _{1%} (2, 911) = 6,960 <i>H₀ rifiutata (p < 1%)</i>

Per i lavoratori più anziani i coefficienti assunti dalle variabili che catturano il progressivo accumulo di competenze delineano un quadro più articolato. L'assenza di ritorni retributivi legati all'esperienza segnala da parte delle imprese un giudizio di obsolescenza sulle competenze accumulate. Tale risultato è mitigato dal valore significativo e positivo assunto dal coefficiente della variabile Formazione che però, ricordiamo, riguarda poco più della metà degli addetti più anziani. In ogni caso, quando presenti gli interventi formativi presso i lavoratori *undereducated* della fascia di età 45-64 anni risultano almeno in parte sostitutivi della mancata istruzione formale. Il ritorno di un anno di formazione è infatti pari al 2,5% della retribuzione oraria, mentre la penalizzazione per un anno di *undereducation* è attorno al 2%. Bisogna tuttavia considerare che l'ammontare medio di formazione ricevuta dagli intervistati è modesto: per ogni anno di *undereducation*, sono erogati in media solo 0,12 anni di formazione. L'effetto netto in termini salariali configura quindi il persistere di una penalizzazione rispetto ai colleghi dotati del titolo di studio effettivamente richiesto per ricoprire la mansione.

Il *part-time* non è in genere associato a una penalizzazione della retribuzione oraria rispetto ai lavoratori a tempo pieno, tranne che per gli individui di sesso maschile tra i 45 ed i 64 anni. Il pesante svantaggio per questi ultimi (oltre il 29% della retribuzione oraria, l'impatto più consistente fra tutti i regressori del modello) potrebbe segnalare la prevalenza di *part-time* involontario fra questo tipo di lavoratori. Se fra i soggetti maschi più anziani il contratto a tempo parziale corrisponde alla volontà di rimanere nel mercato del lavoro anche a condizioni ritenute sfavorevoli, la penalizzazione salariale potrebbe in realtà mascherare ruoli che anche dal punto di vista dei contenuti non valorizzano le effettive competenze individuali.

Diversamente dagli altri sotto-campioni, il genere non risulta una determinante significativa della retribuzione oraria nella fascia 15-29 anni. Tale evidenza si allinea ai risultati proposti da Manning e Swaffield (2005) per il Regno Unito: nonostante al principio della carriera lavorativa gli autori non rilevino differenziali retributivi significativi legati al genere, dopo 10 anni di permanenza del mercato del lavoro la penalizzazione della retribuzione oraria femminile supera in media il 20% e, sebbene ridotti, i differenziali persistono anche controllando per carichi familiari e tipologia di contratto.

La retribuzione dei lavoratori più giovani risulta particolarmente penalizzata in corrispondenza dei contratti a tempo determinato: la riduzione è infatti pari all'8,11% della paga oraria, rispetto al 3,23% e al 5,95% delle altre due classi di età, per le quali fra l'altro il coefficiente presenta un livello inferiore di significatività. Appare quindi amplificata nel caso dei giovani la discriminazione salariale associata al precariato già rilevata per l'intero campione. Si noti inoltre che i contratti a tempo determinato coinvolgono il 17% degli intervistati con meno di 30 anni, rispetto al 5% del gruppo 30-44 anni e al 3% del gruppo 45-64 anni.

La dimensione di impresa ha sempre un impatto significativo e positivo, ma un contratto con un'impresa di grandi dimensioni appare particolarmente premiante per i lavoratori più giovani. Per questi ultimi scompaiono inoltre le implicazioni salariali associate alla distinzione fra colletti bianchi e colletti blu, sostituite da una più drastica divisione fra professioni di alto e di basso profilo. Le differenze salariali legate alla professione si mantengono invece più articolate per i lavoratori più anziani.

In definitiva, i risultati delle stime OLS confermano che alla diversa distribuzione dell'*educational mismatch* in funzione dell'età degli addetti (Figura 1) si accompagnano significative differenze nelle determinanti della retribuzione.

Dopo aver discusso puntualmente i risultati delle stime econometriche, anche i parametri che valutano la bontà dei modelli proposti meritano un commento. Tutti i modelli in Tabella 5 presentano un elevato grado di significatività complessiva. La varianza spiegata è sempre elevata, ma si nota un sostanziale incremento del parametro R^2

passando dalla classe di età 15-29 anni (0,352), alla classe 30-44 anni (0,440), ai lavoratori più anziani (0,557). In altre parole, l'equazione minceriana, pure in forma estesa, appare particolarmente adatta a spiegare le determinanti della retribuzione per i lavoratori che svolgono in maggiore proporzione "lavoro tipico". Al contrario, la comprensione delle "nuove" forme di impiego diffuse fra i lavoratori più giovani, spesso atipiche nei contenuti se non anche nella forma contrattuale, sembra a sua volta richiedere anche nuovi modelli interpretativi.

6. Note di sintesi

Le elaborazioni proposte consentono di affermare che anche in Italia l'*educational mismatch* riveste un peso non trascurabile, nonostante l'incidenza di lavoratori che ritengono la propria mansione allineata al titolo di studio conseguito sia mediamente più elevato rispetto agli altri Paesi industrializzati. Il mancato allineamento fra il livello di istruzione richiesto e offerto comporta anche nel caso italiano conseguenze economiche per i lavoratori. Mentre i segni di tali effetti concordano con le conclusioni di altri studi internazionali, la loro ampiezza risulta invece assai più contenuta, testimoniando la minore sensibilità del mercato del lavoro italiano verso il contributo dell'istruzione alle competenze professionali degli addetti. I dati OAC mettono inoltre in luce un'ulteriore peculiarità del caso italiano, ossia la prevalenza degli *undereducated* rispetto agli *overeducated*. Il ridotto impatto dell'*educational mismatch* sulle retribuzioni e il peso significativo dell'*undereducation* contribuiscono a delineare un tessuto produttivo incentrato su attività tradizionali, scarsamente dinamiche, nelle quali il livello di competenza è spesso costruito nel tempo attraverso l'esercizio dell'attività lavorativa. Le competenze più sofisticate non sembrano trovare un adeguato sfruttamento, mentre l'acquisizione delle conoscenze funzionali alla carriera attraverso l'esperienza non appare un'alternativa penalizzante rispetto a percorsi di istruzione più lunghi.

Il quadro complessivo risulta però dalla composizione di realtà molto differenziate fra loro, come testimonia l'analisi delle determinanti retributive per fasce di età. Di particolare interesse per il dibattito in corso sulla relazione fra precarietà e sviluppo delle carriere professionali è la forte penalizzazione della retribuzione oraria riscontrata per i più giovani partecipanti al mercato del lavoro quando assunti con contratto a tempo determinato. I dati OAC suggeriscono quindi l'esistenza di un doppio svantaggio per i giovani con contratto a termine: all'incertezza sul futuro lavorativo si aggiunge, *ceteris paribus*, la minore remunerazione dello sforzo fornito.

Come lecito attendersi, l'incidenza dell'*undereducation* aumenta significativamente al crescere dell'età degli addetti, mentre l'*overeducation* presenta una dinamica inversa. La presenza di un 9,3% di lavoratori *overeducated* anche al di sopra dei 45 anni induce

però a ritenere la sovra-qualificazione un fenomeno almeno in parte strutturale, forse riconducibile a un cattivo funzionamento del mercato del lavoro per i nuovi entranti che “intrappola” alcuni individui in posizioni inadeguate lungo l’intera vita lavorativa. Nel caso dei lavoratori più giovani, infatti, la stima dell’equazione salariale ha evidenziato l’indipendenza della retribuzione rispetto all’*educational mismatch*, e quindi la sostenibilità per questi ultimi del Job Competition Model. Al contempo, l’esame dei lavoratori più anziani nega fenomeni di sostituzione fra istruzione formale ed esperienza, mentre conferma una pur parziale sostituibilità degli anni di studio mancato con la formazione successiva all’ingresso nel mercato del lavoro.

Nel complesso, oltre a stimolare ulteriori approfondimenti sul versante della teoria, i risultati confermano i tratti non particolarmente innovativi del tessuto produttivo italiano. La vocazione di talune imprese a privilegiare l’attività nei settori “tradizionali”, con la conseguente debole domanda di figure professionali maggiormente formate, potrebbe collocarsi all’origine dell’*educational mismatch* italiano. E’ evidente che, in questo caso, misure di *policy* volte a incrementare l’offerta di competenze da parte dei nuovi entranti sul mercato del lavoro nazionale potrebbero solo incrementare il livello di *educational mismatch*, se non accompagnate da un’adeguata evoluzione del tessuto produttivo.

Ringraziamenti

Si ringrazia l’Isfol per aver messo a disposizione i dati utilizzati nell’analisi empirica

Riferimenti bibliografici

- Acemoglu, D. (2002). “Technical Change, Inequality, and the Labor Market”. *Journal of Economic Literature*. 40(1). 7-72.
- Alba-Ramirez, A. (1993). Mismatch in the Spanish labor market. *Journal of Human Resources*. 28(2): 259–278.
- Allen, J., van der Velden, R. (2001). *Educational mismatches versus skill mismatches: effects on wages, job satisfaction and on-the-job search*. Oxford Economic Papers 53(3): 434–452.
- Allen, J., van der Velden, R. (2005). The Role of Self-Assessment in Measuring Skills. Paper for the Jacobs Foundation Conference “Interdisciplinary and Cross-National Perspectives on Skill Formation and the Reform of Vocational and Professional Training”. 14-16 Aprile. Marbach.
- Battu, H., Belfield, C. and Sloane, P. (2000). “How well can we measure graduate over-education and its effects?”. *National Institute Economic Review*. 171: 82–93.
- Bauer, T. (2002). Educational mismatch and wages: a panel analysis. *Economics of Education Review*. 21: 221–229.

- Becker, G. (1964). *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis with Special Reference to Education*. New York: Columbia University Press.
- Brynin, M., Lichtwardt, B., Longhi, S. (2006). “Overqualification: Major or Minor Mismatch?”. ISER Working Paper 2006-17. Colchester: University of Essex.
- Büchel, F., Mertens, A. (2004). “Overeducation, Undereducation and the Theory of Career Mobility”. *Applied Economics*. 36(8) (2004), 803-816.
- Büchel, F., Witte, J. (1997). “The Incidence and Consequences of Overeducation Among Young Workers in the United States and Germany: A Comparative Panel Analysis”. *Vierteljahresheft zur Wirtschaftsforschung*. 66(1): 32-39.
- Cainarca, G.C., Sgobbi, F. (2006). Changing workplaces, individual performance and work satisfaction. An investigation on Italian employees. 24th Annual International Labour Process Conference. 10-12 Aprile. Clore Management Centre, Londra.
- Cainarca, G.C., Sgobbi, F. (2007). “L’allineamento fra studio e lavoro”, in Tomassini M. (a cura di), *Organizzazione, Apprendimento, Competenze. Indagine sulle competenze nelle imprese industriali e di servizi in Italia*. Roma: Isfol.
- CEC, Commission of the European Communities (2001). *Making a European Area of Lifelong Learning a Reality*. COM(2001) 678 final. Bruxelles. 21.11.01.
- Centra, M., Falorsi, P. (2006). “L’impianto metodologico dell’indagine: disegno, struttura e validazione del campione”. In Tomassini M. (a cura di), *Organizzazione, apprendimento, competenze. Indagine sulle competenze nelle imprese industriali e di servizi in Italia*. Roma: Isfol.
- Chevalier, A. (2003). “Measuring overeducation”. *Economica*. 70: 509–531.
- Cohn, E., Khan, P. (1995). “The wage effects of overschooling revisited”. *Labour Economics*. 2: 67–76.
- Daly, M., Buchel, F., Duncan, G. (2000). “Premiums and penalties for surplus and deficit education: evidence from the United States and Germany”. *Economics of Education Review*. 19: 169–178.
- Dekker, R., de Grip, A., Heijke, H. (2002). “The effects of training and overeducation on career mobility in a segmented labour market”. *International Journal of Manpower*. 23(2): 106–125.
- Dolton, P., Siles, M. (2003). “The determinants and consequences of overeducation”. In Buchel, de Grip, Mertens (a cura di), *Overeducation in Europe* (pp. 189–217). Cheltenham: Edward Elgar.
- Dolton, P., Vignoles, A. (2000). “The incidence and effects of overeducation in the UK graduate labour market”. *Economics of Education Review*. 19: 179–198.
- Duncan, J., Hoffman, S. (1981). “The incidence and wage effects of overeducation”. *Economics of Education Review*. 1(1): 75–86.
- Felstead A., Gallie D., Green F. (2002). *Work Skills in Britain 1986-2001*. Nottingham: DfES Publications.
- Freeman, R. B. (1976). *The Overeducated American*. New York: Academic Press.
- García-Serrano, C., Malo, M.A. (1996). “Desajuste educativo y movilidad laboral en España”. *Revista de Economía Aplicada*. 11: 105-131.
- Green, F., McIntosh, S., Vignoles, A. (1999). “Overeducation” and Skills – Clarifying the Concepts. London: Centre for Economic Performance.

- Green, F., McIntosh, S., Vignoles, A. (2002). "The utilization of education and skills: Evidence from Great Britain". *The Manchester School*. 70(6): 792–811.
- Groot, W., Maassen van den Brink, H. (2000a). "Overeducation in the labour market: A meta analysis". *Economics of Education Review*. 19(2): 149–158.
- Groot, W., Maassen van den Brink, H. (2000b). "Skill mismatches in the Dutch labor market". *International Journal of Manpower* 21(8): 584–595.
- Hartog, J. (2000). "Over-education and earning: where are we, where should we go?", *Economics of Education Review*. 19, 131-147, 2000.
- Hartog, J., Oosterbeek, H. (1988). "Education, allocation and earnings in the Netherlands: Overschooling?". *Economics of Education Review*. 7(2): 185–194.
- Ichniowski C., Shaw K., Prennushi G. (1997). "The Effects of Human Resource Management Practices on Productivity: A Study of Steel Finishing Lines". *American Economic Review*. 87: 291-313.
- Istat (2005). *Rapporto annuale. La situazione del Paese nel 2005*. Roma: Istat.
- Kiker B.F., Santos M.C., de Oliveira M.M. (1997). "Overeducation and undereducation: evidence for Portugal". *Economics of Education Review*. 16 (2), 111-125.
- Laursen K., Foss N. J. (2003). "New Human Resource Management Practices, Complementarities, and the Impact on Innovative Performance". *Cambridge Journal of Economics*. 27: 243-263.
- Manning A., Petrongolo B. (2005). *The part-time pay penalty*, CEP Discussion Paper N°679, LSE, London.
- Manning A., Swaffield J. (2005). *The Gender Gap in Early-Career Wage Growth*, CEP Discussion Paper N°700, LSE, London.
- McGoldrick, K., Robst, J. (1996). "Gender differences in overeducation: a test of the theory of differential overqualification". *American Economic Review AEA Conference proceedings*.
- McGuinness, S. (2006). "Overeducation in the Labour Market". *Journal of Economic Surveys*. 20(3): 387–418.
- Mincer, J. (1974). *Schooling, Experience and Earnings*. New York: Columbia University Press.
- Naticchioni, P., Ricci, A., Rustichelli, E. (2006). *Returns to education and wage structure in Italy: Is there an unskilled bias?* Fifth Labour Economics Workshop "Brucchi Luchino". Padova: Archivio Antico del Bo'. 24-25 Novembre.
- OECD (2004), *Education at a glance*, Paris.
- OECD (2005), *Education at a glance*, Paris.
- Piva M., Santarelli E., Vivarelli M. (2005). "The Skill Bias Effect of Technological and Organisational Change: Evidence and Policy Implications". *Research Policy*. 34(2): 141-157.
- Robst, J. (1995). "College quality and overeducation". *Economics of Education Review*. 14: 221–228.
- Rumberger, R. (1987). "The impact of surplus education on productivity and earnings". *Journal of Human Resources*. 22(1): 24–50.
- Sattinger, M. (1993). "Assignment Models of the Distribution of Earnings". *Journal of Economic Literature*. 31: 851-80.
- Shaw K.L. (1987). "Occupational Change, Employer Change, and the Transferability of Skills". *Southern Economic Journal*. 53(3): 702-719.

- Sicherman, N. (1991). “ ‘Overeducation’ in the labour market”. *Journal of Labor Economics*. 9(2): 101–122.
- Sicherman, N., Galor, O. (1990). “A theory of career mobility”. *Journal of Political Economy*. 98(1): 169-92.
- Sloane, P., Battu, H., Seaman, P. (1999). “Overeducation, undereducation and the British labour market”. *Applied Economics*. 31: 1437–1453.
- Sloane, P.J. (2003). “Much ado about nothing? What does the over-education literature really tell us?”, in Büchel, F., de Grip, A., Mertens, A. (a cura di). *Overeducation in Europe: Current Issues in Theory and Policy*. Edward Elgar: Cheltenham: 11-48.
- Thurow, L. C. (1975). *Generating Inequality*. New York: Basic Books.
- Tsang, M., Rumberger, R., Levin, H. (1991). “The impact of surplus schooling on worker productivity”. *Industrial Relations*. 30(2): 209–228.