

A. Arrighetti, S. Curatolo e A. Lasagni

**DETERMINANTI DELLA DOMANDA DI LAUREATI
NELL'INDUSTRIA MANIFATTURIERA ITALIANA**

DIPARTIMENTO DI ECONOMIA
FACOLTÀ DI ECONOMIA
UNIVERSITÀ DEGLI STUDI DI PARMA
Via Kennedy 8
43100 Parma

WP 2/2008

Serie di Economia e Politica Economica

Marzo 2008

Parole chiave: Human capital, Educational attainment, Labour demand, Labour supply, Graduate employment , Staff ratio, White Collars, Manufacturing industries, Firm size, Italy

JEL codes: J24, J21, L60, I20

1. Introduzione¹

Negli anni più recenti un numero crescente di lavori empirici è stato indirizzato allo studio del capitale umano come componente delle risorse intangibili controllate dall'impresa e come fattore influente sulle sue performance. I contributi su questo tema giungono alla conclusione che il capitale umano genera effetti positivi sulla propensione alla crescita, sulla percezione delle opportunità e sui tassi di crescita effettiva (Storey 1994; Laursen *et al.* 1999; Garnsey *et al.* 2003; Almus 2002; Colombo e Grilli 2005).

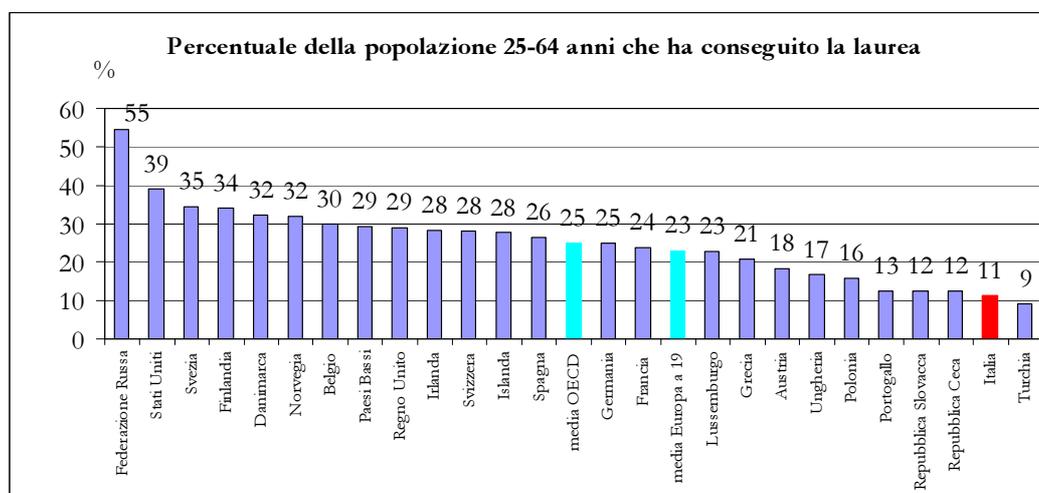
Il livello di scolarità e in particolar modo l'incidenza della forza lavoro con i livelli più alti di istruzione rappresentano *proxy* del capitale umano posseduto dall'impresa. Un incremento del livello medio di scolarità della manodopera e un aumento dell'incidenza degli occupati con titoli di studio terziari modifica la composizione qualitativa della forza lavoro e accresce il capitale umano internalizzato nell'impresa. All'opposto una scarsa dotazione di manodopera ad elevati livelli di scolarizzazione e/o un limitato assorbimento della stessa da parte delle imprese rallentano l'accumulazione di capitale umano, comprimono le potenzialità di crescita della produttività e indeboliscono la competitività relativa di un sistema economico.

Tale minaccia appare particolarmente seria per l'Italia e risulta evidente soprattutto in riferimento all'occupazione dei laureati e alla loro modesta incidenza sullo stock di lavoro complessivo². Le informazioni disponibili definiscono, infatti, un quadro d'insieme preoccupante. Analizzando la percentuale di laureati sulla popolazione dai 25 ai 64 anni nei paesi europei e nella media OECD nel 2004, si osserva che l'Italia occupa il penultimo posto, con una percentuale dell'11%, superiore solo a quella della Turchia (9%)(vedi Fig. 1)³.

¹ Gli autori desiderano ringraziare per gli utili commenti Augusto Ninni, Sergio Mariotti, e i partecipanti al seminario tenutosi presso il Dipartimento di Ingegneria Gestionale del Politecnico di Milano nel Gennaio 2008.

² Sulla relazione tra sistema dell'istruzione, capitale umano e performance dell'industria italiana si vedano, tra gli altri, Guelpa e Trenti (2000) e Varaldo e Pagano (2003)

Fig. 1: Istruzione terziaria della popolazione



Fonte: OECD, 2004, paesi selezionati.

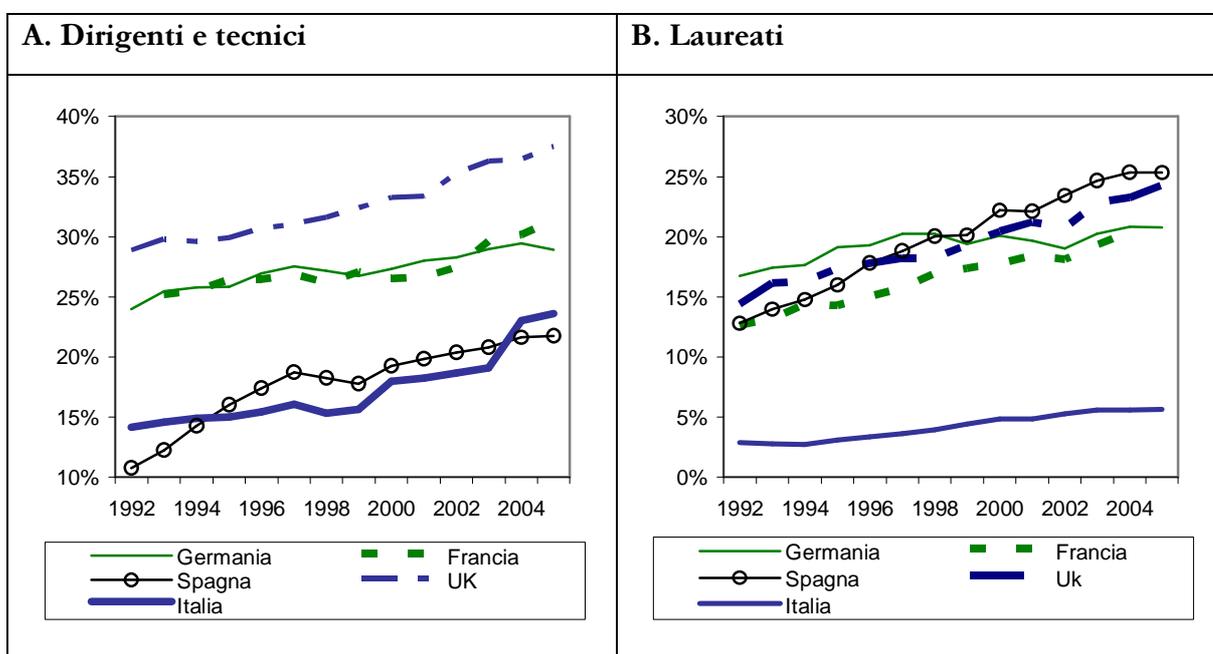
In rapporto alla percentuale media dell'Europa a 19 (23%) e ancora di più rispetto alla media OECD (25%), l'Italia dispone di meno della metà dei laureati degli altri paesi. Inoltre, esaminando il grado di istruzione in relazione alla posizione sul mercato del lavoro, si osserva che tra gli occupati la percentuale di persone in possesso di titoli di studio terziari raggiunge il 14% tra gli occupati ma la maggior parte dello stock di laureati (85%) risulta occupata nel settore dei servizi e molto spesso con occupazioni a termine (Gagliardi *et al.* 2007; Istat 2007).

Nei settori manifatturieri, invece, la quota dei laureati occupati appare ancora più modesta segnalando un divario molto pronunciato rispetto agli altri sistemi industriali comparabili (vedi Fig. 2).

³ Si fornisce qui il ranking dei paesi OECD (e dei 19 paesi europei facenti parte dell'OECD) relativi all'anno 2004 perché più direttamente raccordabile all'analisi empirica qui proposta che, come si vedrà, si basa su dati a livello di impresa relativi al periodo 2001-2003..

Se la distanza dagli altri paesi è significativa con riferimento all'importanza relativa del personale tecnico e dirigenziale (Fig. 2A), il divario assume connotazioni preoccupanti relativamente all'incidenza dei laureati sulla forza lavoro occupata. Le differenze, già molto marcate all'inizio del periodo di riferimento, tendono ad amplificarsi nel corso degli anni Novanta a causa del più basso tasso di crescita della quota dei laureati sulla forza lavoro in Italia rispetto alle tendenze registrate negli altri sistemi industriali (Fig. 2A).

Fig. 2 – Quote di occupati per livello educativo e mansione nell'industria manifatturiera



Fonte: elab.i Intesa Sanpaolo su dati Eurostat (cfr. Foresti, Guelpa e Trenti 2008).

E' significativo sottolineare come la domanda di forza lavoro laureata nell'industria manifatturiera appaia nettamente inferiore anche all'offerta potenziale: i dati forniti in OECD (2004) indicano una incidenza della popolazione con un titolo di istruzione terziaria sul totale pari ad oltre il doppio della percentuale di laureati effettivamente occupati nelle imprese manifatturiere italiane. Questo fenomeno, invece, negli altri paesi presi a confronto non è presente o non è altrettanto marcato. L'immagine di grave ritardo dell'industria italiana nell'impiegare manodopera con titoli di studio superiori appare solo marginalmente migliore negli anni più recenti: nell'industria

della trasformazione gli occupati laureati (o con titoli superiori) sono il 7,6% contro il 14% che si riscontra nel complesso degli occupati (Istat 2007).

Dal momento che la qualità del capitale umano, come abbiamo visto, esercita un impatto significativo sulle performance e sulla competitività delle imprese, comprendere perché in Italia siano così pochi i laureati che vengono impiegati nell'industria manifatturiera appare un quesito di grande rilevanza sia sul piano analitico che su quello operativo e di *policy*.

Si può anticipare che, come previsto da molti contributi teorici, anche nei risultati del presente lavoro la predominanza di imprese di dimensioni minori ed un modello di specializzazione produttiva incentrato su produzioni e tecnologie tradizionali spiegano in misura significativa il limitato impiego di forza lavoro laureata. Le stime econometriche segnalano, al contrario, una limitata capacità esplicativa dei fattori dal lato dell'offerta: non risultano, infatti, rilevanti né le componenti associate a *shortage* di laureati né l'ipotesi che, in presenza di un elevato costo relativo dell'assunzione dei laureati, le imprese economizzino sul loro impiego. Molto maggiore rilevanza esplicativa risulta invece associata all'ipotesi che il limitato ricorso ai laureati dipenda, a parità di dimensioni e comparto produttivo d'appartenenza, dalla limitata articolazione organizzativa delle imprese manifatturiere italiane e dalla prevalenza di strutture proprietarie e di gestione a carattere familiare.

2. Alcune ipotesi interpretative

Una interpretazione di questa "anomalia" del settore manifatturiero italiano, in termini di impiego produttivo dei lavoratori dotati di elevata istruzione, può essere affrontata facendo riferimento a molteplici nessi causali già variamente evidenziati nella letteratura economica. Il denominatore comune di questa letteratura, in termini molto generali, è costituito principalmente dalla relazione causativa che va dal livello di istruzione superiore acquisito dalle forze di lavoro allo stock di capitale umano effettivamente impiegato nei processi produttivi: esso raccoglie perciò tutte le relazioni economiche di domanda, offerta e contesto istituzionale che, sul mercato del lavoro, contribuiscono alla determinazione del capitale umano produttivo.

Quest'ultimo genera poi, *coeteris paribus*, rilevanti effetti sulle diverse dimensioni dei risultati delle imprese manifatturiere (sviluppo dimensionale e organizzativo; innovazione dei processi e dei prodotti; percezione delle opportunità, produttività) e, pertanto, retroagisce non soltanto sulla struttura dimensionale ed organizzativa del settore manifatturiero, ma anche sui fattori di scarsità relativa della domanda di lavoro con elevata istruzione, sulla remunerazione relativa dei lavoratori più istruiti e infine, necessariamente, anche sull'offerta di lavoro con istruzione superiore⁴.

In questo lavoro ci si concentrerà soprattutto sulla misurazione quantitativa dell'importanza relativa dei diversi fattori strutturali, di domanda e di offerta nel determinare il livello e il tasso di accumulazione, nel settore manifatturiero, di capitale umano produttivo. La distinzione tra effetti diretti ed effetti endogeni di *feedback*, fondamentale sotto il profilo empirico per una corretta stima delle relazioni causali, sarà trattata con adeguate tecniche econometriche.

L'insieme delle relazioni di causalità appena descritte possono essere ricondotte a quattro ipotesi principali.

2.1 Le dimensioni d'impresa

La domanda di lavoro con più elevati livelli di istruzione è spesso fatta dipendere da caratteri strutturali relativi alla dimensione delle unità produttive: il limite dimensionale non permette alle imprese di sviluppare un'articolata divisione del lavoro, cosicché esse non sono in grado di cogliere i vantaggi di quelle innovazioni organizzative che, nelle imprese più grandi, si concretano in larga misura nell'impiego di personale con elevati livelli di istruzione. Ne consegue che una struttura industriale fortemente frammentata come quella del settore manifatturiero italiano non può che esprimere una domanda fortemente contenuta di forza lavoro laureata (Pfeffer e Salancik 2002; Kumar, Rajan e Zingales 1999).

Sulla scorta di queste argomentazioni si può formulare quindi l'ipotesi seguente.

⁴ I contributi rilevanti in letteratura sono numerosi. Tra questi: Colombo e Grilli (2005); Storey (1994); Laursen *et al.* (1999); Nurmi (2004); Garnsey *et al.* (2003); Almus (2002); McPherson (1996); Haltiwanger *et al.* (1998).

Ipotesi 1 (Hp1 – Effetto dimensionale). La domanda di lavoro con elevato livello di istruzione è funzione positiva della dimensione delle unità produttive.

2.2 Il modello di specializzazione produttiva

Un secondo ordine di argomentazioni si fonda sull'ipotesi di arretratezza del modello produttivo del settore manifatturiero italiano. Si può infatti affermare che la forza lavoro più qualificata (pertanto con più elevato livello medio di istruzione) tende a concentrarsi nei comparti che, a parità di struttura dimensionale delle imprese, impiegano tecnologia particolarmente avanzata e producono beni ad elevata intensità di innovazione e di investimento in ricerca e sviluppo (Brenahan, Bryniolfsson e Hitt 2002, Berman *et al.* 1994), Dunne *et al.* 1996). Il modello di specializzazione produttiva dell'Italia è, al contrario, incentrato su produzioni tradizionali a bassa intensità di innovazione e di R&S. La conseguenza di una simile specializzazione produttiva non può che essere, *coeteris paribus*, una modesta domanda di lavoratori con elevato titolo di studio. Si può formulare quindi l'ipotesi seguente:

Ipotesi 2 (Hp2 – Effetto settoriale). La domanda di laureati tende a concentrarsi nei comparti che impiegano tecnologia particolarmente avanzata e/o che producono beni ad elevata incidenza di spese di R&S.

2.3 I fattori dal lato dell'offerta

Un terzo insieme di fattori potenzialmente esplicativi del modesto impiego di laureati nel settore manifatturiero italiano si fonda sulla possibilità di una strozzatura dal lato dell'offerta. Lo stock dei laureati e il numero di nuovi laureati sono particolarmente contenuti in Italia, seppure crescenti negli ultimi anni a seguito della riforma dell'offerta formativa dell'università ed alle tendenze generali alla crescita dell'istruzione universitaria, comuni a tutti i paesi sviluppati (Gagliardi 2007 e OECD 2007). In Italia l'iscrizione a corsi universitari è cresciuta dell' 8% tra il 1995 e il

2002⁵. Tuttavia, l'Italia presenta ancora il più alto tasso di abbandono tra i paesi OECD (circa il 60%), cosicché oggi in Italia solo il 23% di ciascuna coorte demografica riesce a conseguire una laurea (contro una media del 32% nei paesi OECD)(OECD 2007) e quindi, nel complesso delle persone tra i 25 e i 64 anni, quelle che offrono lavoro essendo in possesso di una laurea risulta essere, come già sottolineato, una percentuale molto limitata della popolazione⁶.

Il generale *shortage* dei laureati ora delineato potrebbe, da solo, spiegare un basso impiego di laureati nelle attività produttive. Va però considerato che tale inadeguatezza dell'offerta è probabilmente ampliata da due diversi effetti di *mismatch*: da un lato, la distribuzione territoriale delle attività produttive manifatturiere è, come noto, largamente sbilanciata a favore delle regioni del nord e del centro, mentre le forze di lavoro in possesso di titoli di studio superiori mostrano una minore concentrazione: questo fenomeno può creare una difficoltà aggiuntiva per le imprese manifatturiere nel reperire personale dotato di laurea (Gagliardi *et al.* 2007). D'altra parte, anche le aree geografiche che mostrano una maggiore concentrazione di attività manifatturiere presentano un notevole grado di specializzazione in specifiche produzioni distrettuali e quindi potrebbero manifestarsi locali fenomeni di *mismatch* tra i tipi di laurea richiesti dalle imprese e quelli in possesso delle forze di lavoro in cerca di occupazione⁷.

In ogni caso, in Italia, la remunerazione per i laureati nella fascia di età 25-64 anni è del 38% maggiore rispetto alle persone con titoli di maturità o diplomi ma, al contrario di quanto si potrebbe pensare, tale *skill premium* è inferiore in Italia rispetto

⁵ Nello stesso periodo l'iscrizione a corsi universitari è cresciuta di più del 50% nella Repubblica Ceca, Grecia, Ungheria, Islanda, Corea e Polonia; di più del 20% in Australia, Finlandia, Irlanda, Messico, Portogallo, Spagna, Svezia e Regno Unito. L'Austria, la Francia e la Germania sono gli unici paesi nei quali non vi è stato alcun aumento ma ciò è dovuto al concomitante manifestarsi di un accentuato rallentamento nella crescita demografica.

⁶ Il dato del presente nell'ultimo rapporto OECD del 2007 ammonta a poco più del 12% e appare dunque quasi invariato rispetto al 2004. Il suo modesto aumento, a fronte di una crescita dell'iscrizione ai corsi universitari, può essere imputabile all'entrata nelle forze di lavoro di immigrati non in possesso di laurea, di persone precedentemente inattive ugualmente prive di laurea ed infine dal progressivo invecchiamento medio del gruppo demografico tra 25-64 anni.

⁷ Entrambe queste possibili difficoltà di incontro tra la domanda e l'offerta sono, naturalmente, superabili grazie alla mobilità del lavoro, ma tale mobilità richiede incentivi aggiuntivi il cui costo deve essere sostenuto dalle imprese: anche una semplice insufficienza dell'offerta di laureati (o di un certo tipo di laurea) che si manifestasse a livello locale o settoriale determinerebbe una maggiore remunerazione relativa di equilibrio per i laureati (o per quella specifica laurea), e potrebbe quindi determinare il tentativo, da parte delle imprese di economizzare sull'impiego di laureati.

alla media OECD (circa del 50%), a testimonianza che non è solo la carenza dell'offerta di laureati a far crescere la loro remunerazione relativa, ma che in gioco vi sono anche rilevanti fattori dal lato della domanda⁸.

Il complesso dei possibili fattori di ostacolo, dal lato dell'offerta, all'impiego produttivo di laureati può essere sintetizzato nella seguente:

Ipotesi 3 (Hp3 – *Vincoli dal lato dell'offerta*). La presenza di carenze strutturali dell'offerta di laureati impedisce di soddisfare le esigenze che emergono dal lato della domanda.

2.4 La domanda di laureati

Una quarta ipotesi interpretativa attribuisce rilevanza alle specifiche soluzioni organizzative e gestionali adottate dalle imprese indipendentemente dalle dimensioni e dal settore d'appartenenza. La domanda di laureati è funzione del grado di sofisticazione dei modelli organizzativi adottati e dalla complessità delle strategie tecnologiche e commerciali sviluppate dall'impresa (Brynjolfsson and Hitt 1998; Piva, Santarelli e Vivarelli 2005; Greenan 2003).

Le imprese manifatturiere italiane sono tradizionalmente caratterizzate da una modesta articolazione delle funzioni manageriali, dalla limitata strutturazione del processo decisionale e dal ricorso a modelli di *governance* non formalizzati, accentrati sull'imprenditore e sulle risorse umane di origine familiare.

Tali modalità organizzative potrebbero quindi investire direttamente le mansioni dirigenziali delle imprese e inoltre generare effetti sulle politiche di reclutamento delle imprese e così determinare minori assunzioni di personale laureato. In ogni caso, se la modesta articolazione organizzativa e il carattere familiare tendono a frenare, direttamente o indirettamente, la domanda di laureati, questo può essere colto dalla seguente:

⁸ Un'ulteriore possibile ipotesi esplicativa della limitazione della domanda è collegabile ad una carenza di qualificazione dell'offerta di laureati. Le evidenze disponibili non confermano tale ipotesi. In Grilli, Mariotti e Sgobbi (2008) si osserva infatti che, almeno limitatamente ai laureati in ingegneria, nei settori a più elevata incidenza di manodopera con titoli di studio terziari, la distanza tra l'Italia e gli altri paesi analizzati tende sostanzialmente ad annullarsi.

Ipotesi 4 (Hp4 – Vincoli dal lato della domanda). Al crescere del grado di articolazione delle soluzioni organizzative prescelte dalle imprese e del livello di complessità nelle relazioni con il mercato, aumenta la domanda di lavoratori laureati.

3. Dati e metodologia

3.1 I dati utilizzati

Il database utilizzato deriva dall'Indagine sulle imprese italiane condotta nel 2004 dall'Osservatorio sulle Piccole e Medie Imprese di Capitalia-Unicredit su un campione di oltre 4.000 imprese italiane appartenenti ai principali settori manifatturieri. I dati sono disponibili per il triennio 2001-2003 e riguardano l'universo delle imprese con più di 500 addetti, mentre per le imprese di dimensione compresa fra gli 11 e 499 addetti il campione è stratificato su base geografica e settoriale. Dopo aver escluso le imprese che presentano valori mancanti o anomali, il campione finale risulta composto da circa 2.300 imprese⁹.

3.2 Le variabili e i modelli oggetto di verifica empirica

L'indicatore individuato al fine di cogliere l'impatto dell'ipotesi Hp1 (*Effetto dimensionale*) è il numero totale degli occupati dell'impresa nel 2001, espresso in forma logaritmica (LOGOCC01). Il segno atteso è positivo, in quanto è previsto che le imprese più grandi esprimano una domanda di laureati più elevata delle piccole. Nelle equazioni relative al modello B (vedi più avanti), assieme a LOGOCC01 è stato incluso un indicatore specifico (TNOVER_OCCUPZ), come variabile di controllo per specifiche tipologie di imprese con livelli di turnover occupazionale particolarmente elevati nel periodo.

La stima degli effetti dell'ipotesi Hp2 (*Effetto settoriale*) sono colti attraverso le tre variabili *dummies* (TECH-H, TECH-MH, TECH-ML) che identificano il livello di tecnologia (rispettivamente alto, medio-alto e medio-basso, in base alla classificazione

⁹ Si tratta della numerosità dei casi per il modello A (si veda paragrafo 3.2), mentre per il modello B le imprese con dati utilizzabili sono circa 1.900. L'effettivo numero di osservazioni utilizzate per ogni regressione è riportato nelle tabelle. Maggiori dettagli sulle caratteristiche dei dati di fonte

OECD) del settore in cui opera l'impresa i -esima¹⁰. In questo caso, effetti positivi e significativi sono attesi per i livelli più elevati di tecnologia.

Per l'identificazione degli effetti determinati da vincoli dal lato dell'offerta di laureati (ipotesi Hp3) si è proceduto alla costruzione di tre variabili. In primo luogo, è stata inclusa una *proxy* delle politiche salariali 'differenziali' a favore dei laureati per l'impresa i -esima (GWP), calcolata come valore dei residui di una regressione ausiliaria diretta a stimare il possibile differenziale di costo del lavoro specifico di impresa¹¹. L'inserimento di GWP nelle stime consente di verificare se e in che misura tali politiche salariali possano investire i comportamenti delle imprese stesse rispetto al livello di assunzione e al ritmo di inserimento dei lavoratori con laurea. Un segno positivo del coefficiente stimato per GWP potrebbe segnalare un effetto dovuto all'offerta limitata di laureati (offrire salari più alti per averne un numero maggiore) oppure indicare l'intensità dello *skill premium*. Se, invece, il segno fosse negativo, si potrebbe affermare che le imprese suppliscono alla carenza di laureati offrendo maggiori salari ai non laureati (salari di efficienza selettivi) oppure che le condizioni del mercato del lavoro locale (disoccupazione e eccesso di offerta per chi possiede una laurea) consentono di assumere personale qualificato offrendo retribuzioni relativamente basse.

Un secondo indicatore che intende identificare i possibili vincoli alle assunzioni di laureati dal lato dell'offerta è rappresentato dalla quota di popolazione che possiede una laurea sul totale della popolazione di 19 anni e più (QLAUPROV). In questo caso, il dato è riferito alla provincia in cui ha sede l'impresa. Infine, sono stati utilizzati i dati dell'Indagine ISTAT sulle Forze di Lavoro per l'anno 2003 per elaborare un indicatore composito relativo alla disoccupazione dei laureati (INTERAZDISLAU). Si tratta di una variabile di interazione, costruita come

CAPITALIA, sulla selezione del campione di imprese utilizzato nelle stime econometriche e sulla costruzione delle variabili sono riportati in Appendice.

¹⁰ La quarta dummy (TECH-ML) che identifica le imprese appartenenti ai settori con un livello di tecnologia basso è stata esclusa per evitare gli effetti di perfetta multicollinearità. I risultati quindi debbono essere interpretati in riferimento a tale gruppo di imprese.

¹¹ In tale regressione ausiliaria la variabile dipendente è il costo del lavoro (medio) d'impresa, mentre le variabili esplicative sono alcuni effetti fissi quali il settore di appartenenza, la dimensione, la quota occupati con formazione, ecc. Se viene incluso un indicatore di produttività (ad esempio il valore aggiunto per addetto) nella determinazione di GWP, i risultati non cambiano. I risultati di tale regressione sono disponibili su richiesta presso gli autori.

prodotto fra la disoccupazione “intellettuale” (quota percentuale di disoccupati con laurea sul totale dei disoccupati) e il tasso di disoccupazione specifico per i laureati (quota percentuale di disoccupati con laurea sul totale delle forze di lavoro con laurea), per la regione in cui ha sede l’impresa. Assumendo che il mercato del lavoro regionale sia un’area di riferimento significativa per la ricerca di risorse umane, i segni positivi per i coefficienti stimati delle variabili QLAUPROV e INTERAZDISLAU potrebbero confermare che la scarsità di laureati è vincolo per il loro utilizzo nelle imprese manifatturiere italiane¹².

Le *proxy* individuate per catturare gli effetti dell’ipotesi Hp4 (*complessità dei processi organizzativi*) sono costituite da due variabili dirette a misurare il grado di complessità organizzativa dell’impresa *i*-esima: la quota di occupati per funzioni di tipo non direttamente produttivo, il cosiddetto *staff ratio* (SRATIO01) al 2001, e la percentuale di occupati dirigenti su totale occupati al 2001 (DIRIGOCC01). A queste è stato aggiunto un indicatore diretto a valutare il rapporto fra gli assetti proprietari e le funzioni manageriali dell’impresa: la quota percentuale di familiari dirigenti sul totale degli occupati al 2001 (FAMDIRIG01)¹³. Infine sono state inserite due variabili che intendono approssimare il grado di complessità *esterna* affrontato dall’impresa *i*-esima: la percentuale di export su fatturato (QEXPORT) e il numero di imprese del gruppo (in logaritmo) al quale eventualmente appartiene l’impresa (LNRIMPGRUPPO). Come precedentemente argomentato, è ipotizzabile che le imprese caratterizzate da una struttura organizzativa più articolata (sia per le relazioni interne che nelle attività verso l’esterno) domandino un numero relativamente maggiore di laureati. Allo stesso tempo, nel caso di un segno negativo per la variabile FAMDIRIG01 si avrebbe una conferma che gli assetti organizzativi tipici delle *family firms* rappresentano un vincolo all’ingresso di laureati nelle imprese italiane.

¹² Si potrebbe aggiungere un ulteriore elemento di qualificazione per i condizionamenti dal lato dell’offerta: nei contesti territoriali in cui la presenza del settore pubblico è particolarmente ampia è possibile immaginare un effetto di spiazzamento dal lato della domanda. Un test di tale ipotesi, con l’utilizzo di un indicatore della incidenza del settore pubblico sull’occupazione a livello provinciale, non ha fornito conferme positive.

¹³ Corbetta e Montemerlo (1999) analizzano un campione confrontabile di *family firms* in Italia e Stati Uniti e trovano che la quota di laureati sugli occupati è molto più bassa nel caso italiano.

Le variabili descritte sono state sottoposte a verifica attraverso la stima di due distinti modelli econometrici. Nel primo è stata esaminata la rilevanza empirica delle ipotesi Hp1-Hp4 in riferimento alla percentuale di laureati sul totale degli addetti al 2003 (*QLAU03*) (modello A). Il secondo modello si concentra sul ruolo delle stesse ipotesi come determinanti delle tendenze di “breve periodo” (anni 2001-2003) nelle assunzioni di personale con livello di istruzione universitario (*QNEWLAU*, quota percentuale di nuovi assunti con laurea sul totale dei nuovi lavoratori assunti dall’impresa *i*, valori medi 2001-03) (modello B).

Per entrambi i modelli, l’analisi econometrica consiste essenzialmente nella stima di tre diverse equazioni di riferimento, in cui sono esaminati inizialmente gli effetti delle ipotesi Hp1 e Hp2, cui vengono, in un secondo stadio, aggiunte le variabili relative all’ipotesi Hp3. Solo in un terzo stadio sono inserite anche gli indicatori collegati all’ipotesi Hp4 (si veda lo schema in Tabella 1).

Tabella 1 Lo schema utilizzato per l’analisi econometrica nei modelli A e B.

Regressione/equazione	Gruppi di variabili incluse
A1, B1	$Hp1 + Hp2$
A1, B1	$Hp1 + Hp2 + Hp3$
A1, B1	$Hp1 + Hp2 + Hp3 + Hp4$

L’equazione finale (cioè quella che include gli effetti di tutte le ipotesi) per il modello A è la seguente:

$$\begin{aligned}
 QLAU03_i = & a + b_1 \cdot LOGOCC01_i + b_2 \cdot TECH-H_i + b_3 \cdot TECH-MH_i + \\
 & + b_4 \cdot TECH-ML_i + b_5 \cdot GWP_i + b_6 \cdot QLAUPROV_i + \\
 & + b_7 \cdot INTERAZDISLAU_i + b_8 \cdot SRATIO01_i + \\
 & + b_9 \cdot DIRIGOCC01_i + b_{10} \cdot FAMDIRIG01_i + b_{11} \cdot QEXPORT_i + \\
 & + b_{12} \cdot LNRIMPGRUPPO_i + \varepsilon_i
 \end{aligned}
 \tag{1}$$

Nel caso del modello B, l'equazione corrispondente è invece:

$$\begin{aligned}
 QNEWLAU_i = & a + b_1 \cdot TNOVER_OCCUPZ_i + b_2 \cdot LOGOCC01_i + \\
 & + b_3 \cdot TECH-H_i + b_4 \cdot TECH-MH_i + b_5 \cdot TECH-ML_i + \\
 & + b_6 \cdot GWP_i + b_7 \cdot QLAUPROV_i + b_8 \cdot INTERAZDISLAU_i \\
 & + b_9 \cdot SRATIO01_i + b_{10} \cdot DIRIGOCC01_i + \\
 & + b_{11} \cdot FAMDIRIG01_i + b_{12} \cdot QEXPORT_i + \\
 & + b_{13} \cdot LNRIMPGRUPPO_i + \varepsilon_i
 \end{aligned} \tag{2}$$

I parametri dei due modelli econometrici (A e B) sono stati stimati con tecniche dei minimi quadrati ordinari. Una delle assunzioni alla base delle tecniche OLS è che tutti i regressori siano predeterminati, cioè esogeni. Nel nostro caso, due variabili incluse nell'ipotesi Hp4 (vincoli da domanda), cioè SRATIO01 e QEXPORT, sono le candidate più probabili, dal punto di vista teorico, a generare effetti di causalità inversa. La maggiore qualificazione del capitale umano assunto dall'impresa (cioè la variabile dipendente QLAU03) potrebbe favorire le imprese nella scelta di soluzioni organizzative più complesse. Allo stesso tempo, un numero maggiore di lavoratori con laurea potrebbe stimolare una migliore performance in termini di vendite sui mercati internazionali. In tal caso, la stima dei parametri associati alle variabili SRATIO01 e QEXPORT potrebbe non essere un test valido per l'ipotesi Hp4, in quanto la causalità dovrebbe essere interpretata in entrambe le direzioni. Per affrontare questi problemi di endogeneità, i coefficienti dei due modelli A e B sono stati stimati anche con il metodo delle variabili strumentali¹⁴.

Le tabelle 2 e 3 riportano la media, la deviazione standard e la matrice delle correlazioni per la variabile dipendente e i principali regressori, rispettivamente, per i modelli A e B.

¹⁴ Il metodo di stima tramite variabili strumentali richiede l'utilizzo di "buoni" strumenti dei regressori potenzialmente endogeni, ovvero di variabili ortogonali con i residui del modello e correlate con le stesse variabili esplicative. Le variabili strumentali utilizzate nella regressione di primo stadio per ottenere i valori di previsione di SRATIO01 e QEXPORT sono cinque: l'età dell'impresa, una misura di redditività (roi), la dummy Nord, la dummy per identificare le imprese che hanno effettuato delocalizzazioni della produzione e la quota di attività immateriali sul totale delle attività investite al 2001. I valori del test di Sargan indicano che SRATIO01 e QEXPORT sono specificate (e stimate) correttamente nel primo stadio, quindi gli strumenti risultano validi ed utilizzabili nel nostro caso. La stima con variabili strumentali è limitata alle regressioni A3 e B3, che includono tutte le ipotesi teoriche illustrate.

Si può osservare che il valor medio per la variabile QLAU03 (quota di occupati con laurea sul totale degli occupati) per le imprese manifatturiere incluse nel campione è relativamente bassa, inferiore al 5%. Piuttosto ridotto appare anche il ritmo di crescita delle assunzioni relative al personale con laurea, infatti soltanto una percentuale inferiore allo 0,4% dei nuovi assunti è un laureato.

Tabella 2 Statistiche descrittive e matrice delle correlazioni per la variabile dipendente e i principali regressori del modello A

		Media	Dev. St.	Correlaz.					
				[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]
QLAU03	[1]	4,89	6,87						
LOGOCC01	[2]	3,78	0,91	0,14 (0,00)					
GWP	[3]	-0,13	7,62	0,02 (0,30)	0,04 (0,06)				
SRATIO01	[4]	0,34	0,19	0,43 (0,00)	-0,12 (0,00)	0,00 (0,96)			
DIRIGOCC01	[5]	1,89	3,43	0,17 (0,00)	-0,04 (0,05)	0,00 (0,85)	0,28 (0,00)		
FAMDIRIG01	[6]	0,72	2,54	-0,02 (0,46)	-0,13 (0,00)	-0,14 (0,00)	0,07 (0,00)	0,69 (0,00)	
QEXPORT	[7]	28,96	30,08	0,11 (0,00)	0,29 (0,00)	0,01 (0,69)	0,03 (0,16)	-0,01 (0,76)	-0,06 (0,00)

Note: Valori per 2355 osservazioni . P-values per le correlaz. a 2 code in parentesi

Tabella 3 Statistiche descrittive e matrice delle correlazioni per la variabile dipendente e i principali regressori del modello B

		Media	Dev. St.	Correlaz.						
				[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]
QNEWLAU	[1]	0,39	1,04							
TNOVER_OCCUPZ	[2]	0,13	0,14	0,15 (0,00)						
LOGOCC01	[3]	3,84	0,91	0,12 (0,00)	-0,02 (0,43)					
GWP	[4]	-0,06	7,53	0,00 (0,91)	0,00 (0,84)	0,04 (0,07)				
SRATIO01	[5]	0,34	0,18	0,29 (0,00)	-0,03 (0,18)	-0,10 (0,00)	-0,01 (0,51)			
DIRIGOCC01	[6]	1,87	3,31	0,06 (0,01)	-0,03 (0,25)	-0,04 (0,11)	0,00 (0,92)	0,26 (0,00)		
FAMDIRIG01	[7]	0,70	2,47	-0,04 (0,07)	-0,02 (0,36)	-0,15 (0,00)	-0,14 (0,00)	0,07 (0,00)	0,69 (0,00)	
QEXPORT	[8]	29,39	29,94	0,08 (0,00)	-0,01 (0,53)	0,30 (0,00)	0,02 (0,42)	0,06 (0,01)	-0,01 (0,74)	-0,08 (0,00)

Note: Valori per 1957 osservazioni . P-values per le correlaz. a 2 code in parentesi

4. I risultati

In tabella 4 sono riportate le stime (OLS e con variabili strumentali) relative al modello A, nel quale si esamina l'importanza delle ipotesi Hp1-Hp4 come determinanti "strutturali" della domanda di laureati da parte delle imprese manifatturiere in Italia.

Innanzitutto, si può notare che il coefficiente della variabile LOGOCC01 risulta sempre significativo, con un segno positivo. Dunque, le imprese manifatturiere più grandi (in termini di occupati) hanno una maggiore capacità di assorbire lavoratori con laurea e, quindi, l'ipotesi Hp1 appare confermata¹⁵. Di conseguenza, nel caso dell'Italia, la ridotta dimensione media delle unità produttive rappresenta un fattore di ostacolo all'utilizzo di risorse umane di livello elevato all'interno delle produzioni manifatturiere nazionali.

I coefficienti delle *dummies* TECH-H e TECH-MH (cioè quelle associate al livello tecnologico alto e medio-alto del settore di appartenenza dell'impresa) risultano significativi, con segno positivo. Ciò rappresenta una conferma per l'ipotesi Hp2: la quota di laureati è significativamente più alta nelle imprese manifatturiere italiane che operano in settori tecnologicamente più avanzati.

L'analisi dei coefficienti stimati per le variabili associate ai vincoli dal lato dell'offerta (ipotesi Hp3) mostra che la domanda di laureati è significativamente più elevata per le imprese localizzate in territori dove, allo stesso tempo, si trova una concentrazione relativamente alta di persone con laurea e una forte disoccupazione "intellettuale". Non risulta, invece, significativo l'effetto delle politiche salariali differenziali specifiche di impresa (la variabile GWP). Ciò sembra indicare che, *coeteris paribus*, le scelte di utilizzo dei laureati nelle imprese manifatturiere italiane non sono condizionate da fattori legati alla loro incidenza sul costo del lavoro.

Nel complesso, comunque, il contributo all'incremento della variabilità spiegata derivante dall'inserimento di variabili di offerta appare estremamente modesto: l'R2 aggiustato, infatti, passa da 0,10 nel modello A1 a 0,11 nel modello A2.

¹⁵ Per valutare la robustezza di questo risultato, le stesse equazioni sono state stimate utilizzando due sottoinsiemi di imprese: piccole e medie (con numero di occupati minore o uguale a 249) e grandi (con 250 occupati e oltre). I coefficienti stimati non cambiano in modo significativo.

Consideriamo ora la relazione fra il grado di complessità dei processi organizzativi dell'impresa e la domanda di laureati (ipotesi Hp4). I coefficienti delle variabili SRATIO01 e DIRIGOCC01 sono significativi e con segno positivo. Quindi le imprese manifatturiere con una quota relativamente elevata di laureati sul totale degli occupati sono anche quelle organizzate in modo più "strutturato" (hanno un elevato *staff ratio* e una maggiore quota di dirigenti sul totale degli occupati). Anche quando la complessità organizzativa è approssimata dalla propensione a vendere su mercati esteri (QEXPORT) o dall'inserimento in gruppi d'impresa (LNRIMPGRUPPO), essa risulta influenzare positivamente un maggiore impiego di laureati. Il coefficiente della variabile FAMDIRIG01 (famigliari all'interno dello staff dirigenziale) è significativo, con un segno negativo. A parità di tutte le altre condizioni, le imprese italiane con assetti organizzativi più tradizionali (a volte definite *family firms*) si confermano meno orientate ad utilizzare lavoratori con livelli di istruzione universitario.

Dal quadro delle stime ottenute con l'utilizzo di variabili strumentali (tabella 4, colonna IV-A3) la robustezza dei risultati per il modello A sembra sostanzialmente confermata. In primo luogo, il controllo per possibili effetti di endogeneità riduce il livello di significatività del coefficiente di SRATIO01 (complessità organizzativa misurata dallo *staff ratio*), ma conferma il segno positivo. Secondariamente, l'uso delle variabili strumentali corregge l'evidenza ottenuta per l'indicatore di propensione all'export (QEXPORT), per il quale il coefficiente stimato, seppur con segno positivo, non risulta significativamente diverso da zero.

Complessivamente, il modello A sembra offrire un contributo interessante anche in termini di varianza spiegata in particolar modo dopo l'inclusione delle variabili orientate a cogliere gli effetti dell'ipotesi Hp4 (*vincoli dal lato della domanda*) (il valore di R^2 aggiustato infatti passa da 0,11 a 0,24)¹⁶.

¹⁶ Il maggior contributo in termini di varianza spiegata offerto dalle variabili esplicative legate all'ipotesi Hp4 non dipende dall'ordine di specificazione dei modelli. In effetti, l'inversione nell'ordine di ingresso del gruppo di variabili relative all'ipotesi Hp4 rispetto alla Hp3 non determina alcun effetto.

Tabella 4 Le determinanti della domanda di laureati nelle imprese manifatturiere italiane (Modello A) – Regressioni OLS e IV

	[OLS-A1]	[OLS-A2]	[OLS-A3]	[IV-A3]
LOGOCC01	0.84*** (0.2)	0.84*** (0.2)	0.98*** (0.2)	1.52** (0.7)
TECH-H	8.29*** (1.4)	8.02*** (1.4)	5.70*** (1.3)	6.24*** (0.9)
TECH-MH	2.86*** (0.4)	2.72*** (0.4)	1.36*** (0.3)	2.31*** (0.7)
TECH-ML	0.090 (0.2)	0.053 (0.3)	0.17 (0.2)	-0.14 (0.4)
GWP		0.0098 (0.02)	0.0010 (0.02)	-0.012 (0.02)
QLAUPROV		0.39*** (0.09)	0.20** (0.09)	0.21** (0.1)
INTERAZDISLAU		0.023*** (0.007)	0.036*** (0.007)	0.022** (0.01)
SRATIO01 (in log)			3.83*** (0.3)	2.43* (1.5)
DIRIGOCC01			0.33*** (0.08)	0.42*** (0.09)
FAMDIRIG01			-0.35*** (0.09)	-0.42*** (0.09)
QEXPORT			0.0078* (0.004)	-0.066 (0.07)
LNRIMPGRUPPO			0.31** (0.2)	0.38** (0.2)
Costante	0.68 (0.6)	-3.47*** (1.0)	1.47 (1.0)	0.0079 (2.0)
Osservazioni	2376	2355	2351	2282
R ² aggiust.	0.10	0.11	0.24	
Test F	32.4	20.6	31.4	
Sargan test				5.88

Note: La variabile dipendente è quota percentuale di occupati con laurea su totale occupati al 2003. Standard errors robusti in parentesi. ***= sig. 1%, **=sig. 5% e *= sig. 10%.

In tabella 5 sono riportate le stime (OLS e con variabili strumentali) relative al modello B, nel quale si analizza il ruolo delle ipotesi Hp1-Hp4 per la spiegazione della domanda di “breve periodo” di laureati espressa dalle imprese manifatturiere italiane nel periodo 2001-2003. Innanzitutto, è opportuno osservare la significatività del coefficiente per la variabile di controllo TNOVER_OCCUPZ (indice di turnover occupazionale), che ha segno positivo. Ciò indica che le imprese che hanno assunto con maggiore intensità “nuovi” laureati nel periodo 2001-2003 sono anche quelle caratterizzate da maggiore dinamicità sul mercato del lavoro.

Gli effetti legati all'ipotesi Hp1 sembrano confermati, ma nelle stime ottenute con le variabili strumentali il risultato è inatteso: il coefficiente della variabile LOGOCC01 risulta non significativo. Una possibile interpretazione è legata alla scelta delle variabili utilizzate come strumenti, che sono le stesse già impiegate nel modello B¹⁷.

Come riportato in tabella 5, i coefficienti delle *dummies* TECH-H e TECH-MH sono significativi, con segno positivo. Quindi l'ipotesi Hp2 risulta confermata anche per il modello B: le imprese manifatturiere italiane che appartengono a settori in cui il livello tecnologico è alto o medio-alto sono caratterizzate da un tasso di assunzione di "nuovi" laureati relativamente superiore a quello espresso dalle altre imprese.

Nel complesso, i coefficienti delle variabili associate ai vincoli dal lato dell'offerta per il modello B non sembrano offrire un risultato di conferma per l'ipotesi Hp3. Soltanto gli effetti della variabile INTERAZDISLAU (interazione fra la quota di disoccupazione dei laureati e quella di disoccupazione "intellettuale" nella provincia dove è localizzata l'impresa) sono significativi. Ciò potrebbe rappresentare una (parziale) conferma dell'esistenza di una maggiore propensione ad assumere "nuovi" laureati da parte delle imprese situate in province dove il potere contrattuale dei laureati è indebolito dalle limitate opportunità di occupazione.

L'analisi dei coefficienti relativi agli indicatori del grado di complessità organizzativa mostra che, per il modello B, la conferma dell'ipotesi Hp4 risulta positiva, anche se meno netta rispetto alle precedenti stime. In effetti, la maggiore propensione ad assumere "nuovi" laureati risulta associata in modo significativo soltanto a due variabili: SRATIO01 (misura di *staff ratio*) e LNRIMPGRUPPO (numerosità del gruppo di imprese di appartenenza). Inoltre, la significatività del coefficiente per la variabile FAMDIRIG01 (famigliari all'interno dello staff dirigenziale) non è confermata dalle stime con variabili strumentali. In ogni caso, è interessante osservare che il segno negativo di tale coefficiente avrebbe confermato le problematiche già discusse in precedenza relative all'utilizzo dei laureati nelle *family firms*.

¹⁷ Ciò potrebbe essere dovuto anche all'aumento della variabilità legato all'utilizzo del medesimo set di strumenti già impiegato nel modello B. In altre parole, se in questo caso la correlazione fra strumenti ed endogene è più debole (in effetti il test di Sargan assume un valore più basso), è possibile che la minore precisione delle stime possa provocare effetti indesiderati anche sui parametri delle variabili considerate esogene.

Tabella 5 Le determinanti della domanda di “nuovi” laureati nelle imprese manifatturiere italiane (Modello B) – Regressioni OLS e IV

	[OLS-B1]	[OLS-B2]	[OLS-B3]	[IV-B3]
TNOVER_OCCUPZ	1.20*** (0.2)	1.19*** (0.2)	1.18*** (0.2)	1.14*** (0.2)
LOGOCC01	0.11*** (0.03)	0.11*** (0.02)	0.11*** (0.03)	0.14 (0.1)
TECH-H	0.81*** (0.1)	0.78*** (0.1)	0.54*** (0.1)	0.36** (0.2)
TECH-MH	0.35*** (0.06)	0.34*** (0.06)	0.21*** (0.06)	0.20** (0.09)
TECH-ML	-0.0094 (0.05)	-0.0073 (0.05)	-0.0073 (0.05)	-0.023 (0.06)
GWP		-0.0015 (0.003)	-0.0016 (0.003)	-0.00039 (0.004)
QLAUPROV		0.023* (0.01)	0.0034 (0.01)	-0.0024 (0.02)
INTERAZDISLAU		0.0017 (0.001)	0.0029** (0.001)	0.0028* (0.002)
SRATIO01 (in log)			0.40*** (0.04)	0.55* (0.3)
DIRIGOCC01			0.010 (0.010)	0.0018 (0.02)
FAMDIRIG01			-0.024* (0.01)	-0.020 (0.01)
QEXPORT			0.00020 (0.0008)	-0.0018 (0.01)
LNRIMPGRUPPO			0.088*** (0.02)	0.088*** (0.03)
Costante	-0.31*** (0.1)	-0.58*** (0.2)	0.058 (0.2)	0.27 (0.4)
Osservazioni	1957	1949	1946	1891
R ² aggiust.	0.08	0.08	0.13	
Test F	33.3	21.2	23.2	
Sargan test				1.66

Note: La variabile dipendente è la quota percentuale di nuovi assunti con laurea su nuovi assunti (come media 2001-2003). Standard errors robusti in parentesi. ***= sig. 1%, **=sig. 5% e *= sig. 10%.

L'utilizzo di variabili strumentali (tabella 5, colonna IV-B3) per il modello B permette di mostrare che, anche in questo caso, il livello di significatività del coefficiente di SRATIO01 (complessità organizzativa misurata dallo *staff ratio*) è ridimensionato, ma l'effetto non è viene annullato.

Il valore della variabile QNEWLAU risulta pari a zero per un numero molto elevato di imprese incluse nel campione utilizzato nella stima dei parametri del modello B (quasi il 75%). Quindi, per stabilire se i risultati ottenuti possano essere in parte condizionati da tale asimmetria nella distribuzione dei valori della variabile

dipendente, si è proceduto ad una stima delle medesime equazioni utilizzando uno schema di analisi Probit. Coerentemente, la variabile dipendente originaria, QNEWLAU, è stata ricodificata come dummy dicotomica, con valore 1 quando la quota di nuovi assunti laureati sul totale dei nuovi assunti è maggiore di zero. L'insieme degli effetti stimati con tecniche Probit (tabella 6) appare complessivamente coerente con il quadro riportato in tabella 5, anche nel caso in cui siano utilizzate le variabili strumentali per verificare gli effetti di endogeneità per SRATIO01 e QEXPORT. Una differenza da segnalare è che nel caso delle stime Probit non risulta significativo il coefficiente per la variabile LNRIMPGRUPPO, mentre essa sembrava cogliere un legame robusto nei risultati riportati in tabella 5.

Tabella 6 Le determinanti della domanda di “nuovi” laureati nelle imprese manifatturiere italiane – Regressioni PROBIT

	[PROBIT -B1]	[PROBIT -B2]	[PROBIT -B3]	[PROBIT - IV-B3]
TNOVER_OCCUPZ	0.74*** (0.2)	0.78*** (0.2)	0.82*** (0.2)	0.73*** (0.3)
LOGOCC01	0.59*** (0.04)	0.59*** (0.04)	0.59*** (0.04)	0.91*** (0.2)
TECH-H	0.39*** (0.2)	0.40*** (0.2)	0.15 (0.2)	-0.080 (0.3)
TECH-MH	0.41*** (0.08)	0.43*** (0.08)	0.25*** (0.08)	0.41** (0.2)
TECH-ML	-0.011 (0.08)	-0.034 (0.08)	-0.034 (0.08)	-0.13 (0.1)
GWP		0.0059 (0.004)	0.0058 (0.004)	0.0072 (0.006)
QLAUPROV		-0.0083 (0.02)	-0.028 (0.02)	-0.050 (0.03)
INTERAZDISLAU		0.0025 (0.002)	0.0045** (0.002)	0.0024 (0.003)
SRATIO01 (in log)			0.44*** (0.07)	0.89* (0.5)
DIRIGOCC01			0.0035 (0.01)	-0.013 (0.03)
FAMDIRIG01			-0.0094 (0.02)	-0.012 (0.03)
QEXPORT			0.0044*** (0.001)	-0.022 (0.02)
LNRIMPGRUPPO			0.034 (0.03)	0.012 (0.04)
Osservazioni	1975	1957	1954	1898
% correct classif.	73,5	73,5	74,6	-

*Note: La variabile dipendente è una dummy che assume valore 1 se la quota percentuale di nuove assunzioni di laureati sul totale delle nuove assunzioni (media 2001-03) è maggiore di zero, ed è pari a 0 altrimenti. Il coefficiente della costante è stato omesso. Statistiche χ^2 in parentesi. ***= sig. 1%, **=sig. 5% e *= sig. 10%.*

5. Conclusioni

Il livello e la qualità del capitale umano impiegato dalle imprese sono sempre più frequentemente indicati dalla letteratura economica come fattori influenti sulla competitività e sulle dinamiche di crescita dimensionale. La constatazione che, nell'industria manifatturiera più che in altri settori produttivi, l'Italia ha accumulato un grave deficit di forza lavoro in possesso di titoli di istruzione terziaria rispetto ad altri sistemi produttivi concorrenti potrebbe contribuire a spiegare il peggioramento delle performance italiane sia in termini di *gap* nella produttività dei fattori sia in termini di accesso ai mercati internazionali. E' sembrato quindi rilevante proporre una prima esplorazione delle cause del modesto ricorso ai laureati da parte del settore manifatturiero nazionale.

Le possibili interpretazioni del fenomeno sono numerose. Nel presente lavoro è stata focalizzata l'attenzione su quattro distinte ipotesi esplicative. La prima fa riferimento agli effetti dimensionali e alla relazione diretta fra domanda di lavoro ad elevato grado di istruzione e scala produttiva dell'impresa. La seconda esamina la relazione tra contenuto tecnologico delle produzioni che caratterizzano i diversi comparti produttivi dell'industria e caratteristiche del capitale umano. La terza ipotesi si sofferma sui vincoli dal lato dell'offerta di lavoro, sia direttamente in termini di scarsità relativa dei laureati sia in termini del differenziale di costo dei laureati, date le condizioni del mercato, rispetto alla manodopera meno scolarizzata. La quarta ipotesi, infine, attribuisce particolare importanza alle caratteristiche organizzative e proprietarie delle imprese ed alla complessità delle condizioni operative nelle quali esse agiscono.

Le verifiche empiriche prodotte in questo lavoro confermano che la predominanza di imprese di dimensioni minori ed un modello di specializzazione produttiva incentrato su produzioni e tecnologie tradizionali spiegano in misura significativa il limitato impiego di forza lavoro laureata nell'industria manifatturiera italiana. I risultati delle stime segnalano, al contrario, una limitata capacità esplicativa i fattori dal lato dell'offerta: non risultano, infatti, rilevanti né le componenti associate a *shortage* di laureati né l'ipotesi che, in presenza di un elevato costo relativo dell'assunzione dei

laureati, le imprese economizzano sul loro impiego. Questo risultato è coerente con l'osservazione, frequente in letteratura, che in Italia i differenziali retributivi dei laureati sono addirittura inferiori a quelli di molti altri paesi. I differenziali retributivi non sono, quindi, in grado di rappresentare compiutamente l'elevata scarsità relativa dei laureati italiani dal lato dell'offerta. In altri termini, la carenza dell'offerta dei laureati o l'associata maggiore costosità relativa della loro assunzione nelle imprese non sembra particolarmente rilevante come fattore limitante il loro impiego produttivo.

Di maggiore rilevanza esplicativa risulta invece l'ipotesi che il limitato ricorso ai laureati dipenda dalla ridotta articolazione organizzativa delle imprese manifatturiere italiane e dalla prevalenza della struttura proprietaria e di gestione a carattere familiare. In particolare, nelle verifiche empiriche qui presentate, la presenza nell'impresa di funzioni dirigenziali esercitate da familiari del titolare o dei soci sembra ostacolare significativamente l'impiego di manodopera laureata. Nella direzione opposta, le imprese che affrontano maggiori livelli di complessità, sia nelle relazioni con il mercato che nell'articolazione dell'assetto di controllo, ricorrono a lavoratori laureati in modo significativamente più elevato. Va sottolineato che le spiegazioni dal lato della domanda, più delle altre prima descritte, sottendono, almeno in parte, comportamenti di scelta discrezionale da parte delle imprese, sia in termini di soluzioni organizzative e manageriali che di individuazione del contesto competitivo.

In sintesi l'anomalia italiana nell'impiego di forza lavoro laureata è riconducibile a variabili di carattere strutturale (dimensioni e composizione settoriale dell'offerta), ma tali fattori non sono sufficienti a spiegare adeguatamente il fenomeno. Indipendentemente dalle condizioni strutturali, nei comportamenti delle imprese italiane sembra emergere una sorta di 'resistenza soggettiva' ad assumere i laureati. Ciò è confermato dal contributo esplicativo particolarmente elevato fornito dalle variabili che associano la domanda di risorse umane ad alta qualificazione alle specifiche soluzioni organizzative, gestionali e competitive adottate. Un ulteriore approfondimento nell'agenda di ricerca dovrebbe, a nostro parere, consistere nella migliore comprensione della razionalità economica sottostante a tali scelte, anche analizzandone gli effetti in termini di risultati aziendali.

Bibliografia

- Almus M. (2002), “What characterizes a fast-growing firm?”, in *Applied Economics*, 2002, 34, pp. 1497-1508.
- Berman, E., Bound, J., Griliches Z.(1994), “Changes in the Demand for Skilled Labor within U.S. Manufacturing Industries: Evidence from the Annual Survey of Manufacturing”, in *Quarterly Journal of Economics* , vol. 109, pp.367–397.
- Brenahan T.F., Brynjolfsson E. e Hitt M. (2002), “Information Technology, Workplace Organization, and the Demand for Skilled Labor: Firm-level Evidence” in *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 117, n.1, pp.339-376.
- Brynjolfsson E. e Hitt M. (1998), “Information Technology and Organizational Design: Evidence from Micro-data”, mimeo, MIT Press, Cambridge, MA.
- Colombo M.G. e Grilli L. (2005), “Founders’ Human Capital and the Growth of New Technology-based Firms: A Competence-based View”, in *Research Policy* 34 795–816.
- Corbetta G. e Montermino D. (1999), “Ownership, Governance, and Management Issues in Small and Medium-Size Family Businesses: A Comparison of Italy and the United States”, in *Family Business Review*, vol. XII, no. 4, pp.361-374.
- Dunne M., Haltiwanger J. e Troske, K., (1996), “Technology and Jobs: Secular Changes and Cyclical Dynamics”, in *NBER Working Paper Series*, n.5656.
- Foresti G., Guelpa F. e Trenti F. (2008), “Quali leve per il rilancio dell’industria? La questione dimensionale” in Arrighetti A. e Ninni A. (a cura di) *Dimensioni e crescita nell’industria manifatturiera italiana: il ruolo delle medie imprese*, in corso di stampa.
- Gagliardi, C. et al. (2007) in Unioncamere – Ministero del Lavoro, Rapporto Excelsior 2007, I fabbisogni professionali e formative delle imprese italiane nell’industria e nei servizi, , Sistema Informativo Excelsior, p.54.
- Garnsey E., Stam E., Heffernan P. e Hugo O. (2003), “New Firm Growth: Exploring Processes and Paths”, in *Erim Report Series in Management*, 96.
- Greenan, N., (2003), “Organisational Change, Technology, Employment and Skills: an Empirical Study of French Manufacturing”, in *Cambridge Journal of Economics* , vol. 27, n.2, pp.287–316.
- Guelpa F. e Trenti S. (2000), “Capitale umano e competitività nei settori industriali italiani”, in *Economia e politica industriale*, n. 106, pp.37-57.

Haltiwanger J., Lane J. e Spletzer J.R. (1999), "Productivity Differences across Employers: The Roles of Employer Size, Age, and Human Capital", in *The American Economic Review*, vol. 89, n. 2, pp. 94-98.

Istat (2007), Rilevazione Continua delle Forze di Lavoro, Roma.

Kumar K.B, Rajan R.G. e Zingales L. (1999), "What Determines Firm Size?", in *NBER Working Paper*, n. 7208, July.

Laursen K., Mahnke V. e Vejrup-Hansen P. (1999), "Firm Growth from a Knowledge Structure Perspective", in *DRUID Working Paper*, n.11, July.

Grilli L., Mariotti S. e Sgobbi F., Capitale umano a confronto: le assunzioni di ingegneri in Italia, Francia e Germania, *Economia e politica industriale*, 2/2008.

McPherson (1996), "Growth of Micro e Small Enterprises in Southern Africa", in *Journal of Development Economics*, vol. 48, pp.253-277.

Nurmi S. (2004), "Plant Size, Age, and Growth in Finnish Manufacturing", in *Finnish Economic Papers*, Vol.17, n. 1, pp-3-17.

OECD (2004), Education at a glance, OECD Indicators 2004, Paris.

OECD (2007), Education at a glance, OECD Indicators 2007, Paris.

Pfeffer, J. e Salancik G.R. (2002), "The External Control of Organization. A Resource Dependence Perspective" in M.J. Handel (ed.) "The Sociology of Organizations", London, Sage Publications.

Piva M., Santarelli E. e Vivarelli M. (2005), "The Skill Bias Effect of Technological and Organisational Change: Evidence and Policy Implications", in *Research Policy*, vol. 34, n. 2, pp. 141-157.

Storey, D. J. (1994), *Understanding the Small Business Sector*, London and New York, Routledge.

Varaldo R. e A. Pagano (2003), "Capitale umano, innovazione e competitività dell'industria italiana", in *Economia italiana*, n.2, maggio-agosto, pp. 399-434.

Appendice

Il database utilizzato deriva dall'indagine condotta nel 2004 dall'Osservatorio sulle Piccole Medie Imprese di Mediocredito Centrale (oggi parte del gruppo bancario Capitalia). L'indagine copre i tre anni precedenti (2001-2003) per un campione di oltre 4,000 imprese. La maggioranza delle imprese esaminate sono piccole e medie imprese (PMI) non quotate sul mercato azionario.

Il dataset iniziale, che include anche le informazioni relative ai bilanci 2001-2003, è rappresentato da un campione di 3452 imprese manifatturiere italiane. Di queste, soltanto 2.943 hanno risposto al quesito B.1.2 "Occupati distribuiti per titolo di studio-Numero al 31.12.2003" indicando il numero degli occupati con diploma di laurea. Dopo aver eliminato incongruenze o valori mancanti, il campione finale arriva 2.355 osservazioni per il modello A e circa 1.900 per il modello B.

Nelle tabelle A1-A3 sono riportati alcuni controlli di rappresentatività del campione utilizzato per le stime.

Tab. A1. Distribuzione percentuale per classe nei due campioni (%).

Classe addetti	Campione CAPITALIA (3452 imprese)	Campione utilizzato (2355 imprese)
11-20 addetti	21.1	23.9
21-50 addetti	30.5	34.7
51-250 addetti	37.9	36.9
251-499 addetti	4.8	3.1
500 addetti e oltre	5.8	1.4
Totale	100.0	100.0

Tab. A2. Distribuzione percentuale per livello tecnologico (%).

Livello tecnologia OECD	Campione CAPITALIA (3452 imprese)	Campione utilizzato (2355 imprese)
ALTA TECN.	4.8	4.6
MEDIO-ALTA TECN.	23.5	22.1
MEDIO-BASSA TECN.	29.1	29.9
BASSA TECN.	42.6	43.3
Totale	100.0	100.0

Tab. A3. Distribuzione percentuale per la variabile dipendente QUOTA LAUREATI al 2003 (%).

	Campione CAPITALIA (3452 imprese)	Campione utilizzato (2355 imprese)
Minimo	0,0	0,0
Media	5,3	4,9
Mediana	3,3	3,0
Max	85,7	85,7

In tabella A.4 è riportato l'elenco completo delle variabili incluse nei modelli, delle definizioni e delle fonti dei dati utilizzati.

Tab. A4 Elenco completo delle variabili incluse nei modelli, con relative definizioni e fonti dei dati.

Nome	Descrizione	Fonte dei dati
QLAU03	Quota percentuale di occupati con laurea sul totale degli occupati al 2003.	Indagine CAPITALIA
QNEWLAU	Quota percentuale di nuovi assunti con laurea sul totale dei nuovi assunti (media 2001-2003).	Indagine CAPITALIA
TNOVER_OCCUPZ	Rapporto fra la somma di nuove assunzioni e cessioni e il totale degli occupati al 2001.	Indagine CAPITALIA
LOGOCC01	Numero di occupati dell'impresa al 2001 (in logaritmo).	Indagine CAPITALIA
TECH-H, TECH-MH, TECH-ML, TECH L	Quattro variabili dummies associate al livello tecnologia alto, medio-alto, medio-basso e basso, secondo la classificazione OECD del settore dell'impresa.	Indagine CAPITALIA
GWP	Variabile <i>proxy</i> delle politiche salariali specifiche di impresa, calcolata come valore dei residui di una regressione in cui si stima il costo del lavoro medio d'impresa in funzione di alcuni effetti fissi.	Indagine CAPITALIA
QLAUPROV	Quota di persone con laureati sul totale della popolazione provinciale di 19 anni e più. I dati sono relativi all'anno 2001.	ISTAT - Censimento della Popolazione 2001
INTERAZDISLAU	Prodotto di due indicatori: la quota percentuale del totale dei disoccupati che possiedono un titolo di studio pari alla laurea o superiore, e la quota percentuale di disoccupati intellettuali, a livello regionale. I dati sono relativi all'anno 2001.	ISTAT – Indagine sulle Forze di Lavoro
SRATIO01 (in log)	Misura di <i>staff ratio</i> calcolata come rapporto fra il numero di impiegati e quadri sul totale degli operai comuni e degli operai qualificati (in log.) dell'impresa al 2001.	Indagine CAPITALIA
DIRIGOCC01	Quota percentuale di dirigenti sul totale degli occupati dell'impresa al 2001.	Indagine CAPITALIA
FAMDIRIG01	Quota percentuale di familiari dirigenti sul totale degli occupati dell'impresa al 2001.	Indagine CAPITALIA
QEXPORT	Quota percentuale di export sul fatturato della impresa al 2003.	Indagine CAPITALIA
LNIMPGRUPPO	Numero di imprese del gruppo al quale appartiene l'impresa (in log.) al 2003.	Indagine CAPITALIA