

Analisi del *placement* dei laureati dell'Università di Bari¹

Corrado Crocetta*, Francesco d'Ovidio**, Ernesto Toma**

*Dipart. di Scienze Economiche, Matematiche e Statistiche, Università di Foggia

**Dipartimento di Scienze Statistiche, Università degli Studi di Bari

Riassunto: Nel presente lavoro si studiano alcuni aspetti legati al placement dei laureati dell'Università degli Studi di Bari partendo da un'apposita indagine campionaria che ha coinvolto quasi 2.800 degli oltre 26.000 laureati dal 1995 al 2000. Tramite modelli di dipendenza logit si sono identificate talune caratteristiche individuali che influiscono sulla possibilità di trovare un'occupazione, sulla stabilità di tale lavoro e sul tempo necessario per accedervi. Questi effetti sono infine analizzati, in un'ottica multi-level, congiuntamente a quelli dovuti alla facoltà di laurea.

Parole chiave: Inserimento lavorativo; Laureati; Università di Bari; Modelli logit; Analisi multilivello.

1. Introduzione

Nella presente nota si presentano i risultati dello studio di alcuni fattori legati all'ingresso dei laureati dell'Università di Bari nel mercato del lavoro con riferimento all'occupazione a tre anni dal conseguimento del titolo, all'occupazione entro un anno (tempo che, a causa della critica situazione del mercato del lavoro con cui devono confrontarsi i laureati pugliesi ed in genere del Mezzogiorno, può essere considerato relativamente breve) e all'occupazione con contratto a tempo indeterminato.

L'ipotesi che si vuole verificare è se tali indicatori siano dipendenti non solo dalle caratteristiche degli interessati ma anche dalla facoltà di laurea. Considerato che si dispone di dati aventi una struttura gerarchica articolata su più livelli (i laureati

¹ Il presente lavoro è stato realizzato nell'ambito del progetto "Transizioni Università-Lavoro e valorizzazione delle competenze professionali dei laureati: modelli e metodi di analisi multidimensionale delle determinanti", cofinanziato dal MIUR; coordinatore nazionale è Luigi Fabbris, coordinatore del gruppo di Bari è Francesco Delvecchio. Del lavoro, opera congiunta dei tre autori, va attribuita a C. Crocetta la redazione finale del Par. 4, a F. d'Ovidio quella dei Paragrafi 2 e 5 e a E. Toma quella dei Paragrafi 1 e 3.

provengono da varie facoltà dell'ateneo barese), si utilizzano i *modelli multilevel* per valutare congiuntamente gli effetti di predittori che spiegano le caratteristiche occupazionali delle unità di primo livello (i laureati) e le caratteristiche delle unità di livello superiore (le facoltà).

2. I laureati dell'Università di Bari

Nel periodo compreso fra dicembre 2003 e aprile 2004 è stata effettuata una rilevazione telefonica su un campione di laureati dell'Università di Bari allo scopo di verificarne, a distanza di almeno tre anni dal conseguimento del titolo, la situazione lavorativa². La popolazione di riferimento è composta dai laureati dell'Ateneo dal 1995 al 2000, nelle undici facoltà attive nel periodo: Agraria, Economia, Farmacia, Giurisprudenza, Lettere e filosofia, Lingue e letterature straniere, Medicina e chirurgia, Medicina veterinaria, Scienze della formazione, Scienze matematiche fisiche e naturali, Scienze politiche.

Da questa popolazione è stato estratto, con procedimento casuale, un campione stratificato per corso di laurea e per genere di 3.000 unità. Il piano di rilevazione è stato formulato prevedendo due campioni indipendenti di numeri telefonici estratti casualmente dagli elenchi forniti dall'Ateneo, entrambi di numerosità pari a 3.100 unità, di cui il secondo servisse da elenco di riserva in caso di mancato reperimento dell'individuo scelto.

Il questionario utilizzato per l'indagine telefonica è articolato in sezioni destinate a raccogliere:

- 1) le caratteristiche socio-anagrafiche salienti dell'intervistato;
- 2) alcune informazioni sui soggetti non occupati (29 domande su: competenze di tipo linguistico e informatico, eventuale lavoro pre-laurea, giudizi sulla formazione universitaria, abilitazione alla professione o all'insegnamento, conoscenze sulle prospettive di lavoro al momento dell'iscrizione universitaria, disponibilità alla mobilità territoriale, attività formative post-laurea);
- 3) informazioni sui soggetti che hanno lavorato ma sono disoccupati (20 domande su: tipo di lavoro svolto, modalità di ricerca, eventuale trasferimento per motivi di lavoro, relazioni tra formazione conseguita e lavoro svolto, giudizio sul medesimo ed alcune notizie sulla sua adeguatezza e sui motivi della cessazione);
- 4) informazioni sui soggetti occupati (48 domande, simili per quanto possibile a quelle sottoposte ai non occupati e ai disoccupati).

² Un grato riconoscimento va ai dott. Barbara Amenduni, Valentina Ferrandes, Gaetano Marrone, Luca Milone e Claudia Triggiani per l'impegno profuso nella rilevazione.

Tabella 1. Campione di laureati dell'Ateneo barese dal 1995 al 2000, per facoltà e genere (valori assoluti e percentuali). Relativa quota di campionamento

Facoltà	Genere			% per genere			% per facoltà	% sul totale
	F	M	MF	F	M	MF		
Agraria	11	42	53	20,8	79,2	100,0	1,9	14,6
Economia	239	195	434	55,1	44,9	100,0	15,6	9,1
Farmacia	53	25	78	67,9	32,1	100,0	2,8	11,6
Giurisprudenza	356	244	600	59,3	40,7	100,0	21,5	8,9
Lettere e filosofia	298	55	353	84,4	15,6	100,0	12,7	13,2
Lingue, letterature straniere	207	20	227	91,2	8,8	100,0	8,2	13,6
Medicina e chirurgia	108	110	218	49,5	50,5	100,0	7,8	13,2
Medicina veterinaria	12	13	25	48,0	52,0	100,0	0,9	14,2
Scienze della formazione	198	17	215	92,1	7,9	100,0	7,7	12,9
Scienze MM.FF.NN.	221	150	371	59,6	40,4	100,0	13,3	13,4
Scienze politiche	113	98	211	53,6	46,4	100,0	7,6	12,8
Università di Bari	1.816	969	2.785	65,2	34,8	100,0	100,0	10,6

La rilevazione dei dati è stata svolta a mezzo telefono. Sono stati effettuati fino a tre tentativi per ogni numero, e nel caso di contatto con un familiare si è cercato di essere posti in comunicazione con il laureato prescelto, anche tramite telefono cellulare. Anche con questa procedura, è stato necessario fare ampio ricorso all'elenco di riserva e, una volta terminata la rilevazione telefonica, ci si è trovati in condizione di non poter rimpiazzare con ulteriori contatti le interviste incomplete o con incoerenze³. Anche contando queste ultime fra le mancate interviste, il tasso di risposta sfiora il 90%.

Sono state ottenute circa 2.800 interviste utili. Queste informazioni sono state poi integrate con quelle disponibili presso gli archivi amministrativi dell'Università sul curriculum formativo degli intervistati⁴.

Si nota (Tab. 1) un tasso di collaborazione un poco inferiore alla media fra i laureati in Economia e commercio e fra quelli in Giurisprudenza, per una loro riluttanza ad essere intervistati e per il desiderio di concludere in fretta l'intervista, trattandosi di professionisti o praticanti con poco tempo disponibile per attività non connesse alla carriera.

Si rileva inoltre uno sbilanciamento fra i sessi, particolarmente accentuato per

³ I numeri telefonici presenti negli elenchi d'Ateneo sono quelli forniti dai soggetti al momento della compilazione della domanda di laurea, e quindi sono datati da quattro ad otto anni prima della rilevazione. In alcuni casi i numeri telefonici risalivano addirittura alla data dell'immatricolazione.

⁴ Si ringrazia il sig. Giuseppe Melchiorre del Centro Servizi Informatici dell'Università di Bari per la disponibilità e la competenza posta nel fornire i dati presenti negli archivi.

alcune facoltà, quali Lettere e filosofia, Lingue e letterature straniere e Scienze della formazione, ove le laureate superano abbondantemente l'80% del totale. Uno sbilanciamento speculare si rileva soltanto fra i laureati della Facoltà di Agraria che sono per quasi l'80% di genere maschile. Un tale squilibrio può avere rilevanza nelle analisi successive⁵.

Tabella 2. Distribuzione percentuale degli intervistati secondo la situazione lavorativa al momento della rilevazione, per facoltà e genere

Variabili di contrasto	Situazione lavorativa					Totale	% occupati
	Occupato tempo in-determin.	Occupato tempo determin.	Disoccupato	In cerca di prima occupaz.	In formazione		
<i>Facoltà</i>							
Agraria	52,7	20,8	20,8	-	5,7	100,0	73,5
Economia	62,5	20,5	9,2	4,6	3,2	100,0	83,0
Farmacia	65,4	14,1	7,7	3,8	9,0	100,0	79,5
Giurisprudenza	66,2	4,8	1,5	22,7	4,8	100,0	71,0
Lettere e filosofia	29,5	42,8	16,7	6,2	4,8	100,0	72,3
Lingue, lett. straniere	40,9	33,9	18,1	3,1	4,0	100,0	74,8
Medicina e chirurgia	16,5	75,2	2,8	0,5	5,0	100,0	91,7
Medicina veterinaria	48,0	16,0	12,0	-	24,0	100,0	64,0
Scienze formazione	45,7	27,4	17,2	7,4	2,3	100,0	73,1
Scienze MM.FF.NN.	59,3	24,3	8,6	3,8	4,0	100,0	83,6
Scienze politiche	53,1	20,9	10,9	9,5	5,7	100,0	73,9
<i>Genere</i>							
Femmine	46,5	28,0	11,7	9,1	4,7	100,0	74,5
Maschi	59,6	22,8	5,6	7,6	4,4	100,0	82,4
Università di Bari	51,1	26,2	9,6	8,6	4,6	100,0	77,3

A distanza di vari anni dalla laurea, la situazione lavorativa degli intervistati appare sufficientemente definita, pur tenendo conto della cospicua quota di essi che

⁵ Nel Mezzogiorno, più che altrove in Italia, le donne trovano o conservano un lavoro meno facilmente degli uomini, a causa di motivi familiari (gravidanze, cura dei figli, ecc.). Secondo il rapporto Excelsior-Unioncamere del 2005, in Puglia, il rapporto è di circa 2 occupati maschi per un occupato di sesso femminile, contro un valore nazionale pari a circa un occupato e mezzo per ogni donna occupata. Le motivazioni di tale fenomeno, tuttavia, sono presumibilmente legate non alle scelte universitarie, ma alle restrizioni del mercato del lavoro e alle contestuali situazioni familiari delle donne interessate (accade abbastanza spesso che, date le difficoltà di accesso al lavoro, una laureata "scelga" di dedicarsi esclusivamente al ruolo di moglie e madre, lasciando al marito il compito di provvedere al sostegno economico della famiglia).

si dichiara ancora in cerca di occupazione (8,7%); al momento dell'intervista, oltre il 77% degli intervistati aveva un'occupazione (il 51,1% di essi a tempo indeterminato), mentre poco meno del 10% aveva perso un lavoro e non ne aveva ancora trovati altri; la piccola quota restante (4,6%) era ancora in formazione post-laurea (Tab. 2).

Appare evidente la buona *performance*, in termini di efficacia esterna, delle Facoltà di Economia e di Scienze matematiche, fisiche e naturali, che fanno rilevare circa l'83% di occupati; la quota di "occupati" della Facoltà di Medicina e Chirurgia è senz'altro superiore (quasi il 92%), ma meno interessante ai fini dell'indagine, considerato che gli specializzandi sono stati conteggiati tra gli occupati a tempo determinato⁶.

Nella Tab. 3 si ha un riscontro di quanto tempo sia intercorso, per le unità campionate, tra la laurea e la prima occupazione. Per i laureati che dopo la laurea hanno espletato il servizio militare o civile obbligatorio, il calcolo è stato corretto sottraendo 10 mesi al tempo dichiarato: lasso di tempo che, in base ad informazioni confermate con indagini *ad hoc*, corrisponde alla durata media di inattività dovuta al periodo di leva (molti giovani, invero, intraprendono azioni di ricerca lavorativa ben prima del termine del servizio militare o civile).

Il 56,6% dei laureati intervistati risulta occupato entro un anno dal conseguimento del titolo, mentre ben il 17,7% dopo tre anni è ancora in condizione non professionale (in cerca di lavoro, in formazione o, in pochi casi, inattivo). Non è da escludere che una certa parte di coloro che hanno trovato una occupazione sia poi entrata nel novero dei disoccupati.

A un anno dalla laurea ha trovato lavoro quasi l'85% dei laureati in Agraria (pur se, come si può arguire dal confronto con la Tab. 2, al momento della rilevazione tale rapporto di lavoro si era già concluso), il 78,2% dei laureati in Farmacia, il 74,3% dei laureati in Scienze MM.FF.NN. e il 72,3% dei laureati in Economia.

Molto più basse sono le percentuali di occupati che si riscontrano fra i laureati in Lettere e filosofia (43,9%) e in Giurisprudenza (25,2%), per i quali ultimi è vincolante il periodo di tirocinio obbligatorio presso uno studio legale prima di sostenere l'esame di Stato, in quanto le competenze da essi acquisite prevedono la libera professione come sbocco preferenziale (al contrario dei laureati di Economia e commercio fra i quali è usuale svolgere il tirocinio in ruoli forse poco qualificati ma comunque retribuiti).

Un discorso a parte va fatto per il 54,1% di occupati provenienti dalla Facoltà di Medicina e chirurgia, percentuale sulla quale pesano la scelta di classificare gli

⁶ Gli iscritti ai corsi di Specializzazione di area sanitaria sono stati conteggiati tra gli occupati poiché nel loro caso il rapporto con la struttura formativa assume a tutti gli effetti, anche contributivi, caratteristiche simili appunto a quelle dei contratti di lavoro a tempo determinato, essendo l'acquisizione di una "borsa di studio", da vari anni, condizione necessaria (peraltro, precisamente regolamentata) per l'accesso alla specializzazione.

Tabella 3. Distribuzione percentuale degli intervistati secondo il tempo intercorso fra laurea e prima occupazione (al netto dell'eventuale servizio militare adempiuto dopo la laurea), per Facoltà e genere

Variabili di contrasto	Tempo netto fra laurea e primo lavoro				Totale
	fino a 12 mesi	13-24 mesi	25-36 mesi	Non occupati entro 36 mesi	
<i>Facoltà</i>					
Agraria	84,9	9,4	-	5,7	100,0
Economia	72,3	14,3	3,5	9,9	100,0
Farmacia	78,2	6,4	1,3	14,1	100,0
Giurisprudenza	25,2	16,4	25,2	33,2	100,0
Lettere e filosofia	43,9	24,1	11,3	20,7	100,0
Lingue e letterature straniere	68,2	15,9	4,0	11,9	100,0
Medicina e chirurgia	54,1	32,6	1,4	11,9	100,0
Medicina veterinaria	60,0	12,0	-	28,0	100,0
Scienze della formazione	69,8	14,4	3,7	12,1	100,0
Scienze MM.FF.NN.	74,3	11,1	3,5	11,1	100,0
Scienze politiche	64,9	12,8	5,2	17,1	100,0
<i>Genere</i>					
Femmine	54,7	17,1	9,1	19,1	100,0
Maschi	60,2	16,0	8,8	15,1	100,0
<i>Tipologia lavorativa (*)</i>					
A tempo determinato	61,9	24,9	7,1	6,1	100,0
A tempo indeterminato	63,8	17,0	14,1	5,1	100,0
Università di Bari	56,6	16,7	9,0	17,7	100,0

(*) Le percentuali per tipologia lavorativa sono calcolate solo per i laureati che hanno trovato un lavoro, anche oltre i tre anni dal conseguimento del titolo, per cui la quota relativa a quest'ultima modalità è, per ambo le tipologie, ben inferiore a quella rilevata per tutti i laureati.

specializzandi tra gli occupati, la quota di laureati che optano, anche temporaneamente, per attività assistenziali o di guardia medica e la quota di laureati che intraprendono inizialmente professioni alternative a quella medica (tra le altre, informatore scientifico del farmaco).

I tempi di attesa più lunghi per il collocamento sul mercato del lavoro le incontrano ancora i laureati in Giurisprudenza (33,2%) e in Lettere e Filosofia (20,7%), ma anche i dottori in Medicina veterinaria (28%).

Le differenze fra i sessi risultano statisticamente significative, a valle della verifica effettuata con test χ^2 ($p < 0,01$), ma esclusivamente nelle classi estreme (mino-

re quota di laureate che trovano lavoro entro un anno dalla laurea, rispetto ai colleghi di sesso maschile, a fronte di una maggiore quota che non trova lavoro entro il limite dei tre anni dal conseguimento del titolo).

Si rileva una elevata significatività statistica ($p < 0,0001$) anche per la dipendenza fra la tipologia lavorativa e il tempo di accesso al lavoro con maggiori differenze entro il secondo-terzo anno dalla laurea⁷. Infatti, se oltre il 60% dei laureati occupati ha avuto accesso al mondo del lavoro entro un anno, a prescindere dalla stabilità del lavoro medesimo, gli altri trovano lavoro in tempi accettabili (prima di 24 mesi) in maggior quota se accettano contratti a tempo determinato (24,9%) piuttosto che indeterminato (17%).

3. Analisi multivariata delle determinanti dell'occupazione

Dall'analisi statistica dei dati sono stati esclusi coloro che non hanno compiuto azioni di ricerca di lavoro perché in formazione post-laurea o perché già lavoravano al momento della laurea e hanno proseguito nella medesima occupazione.

Il *dataset* comprende un numero molto alto di variabili, per cui si è resa necessaria una selezione di quelle maggiormente connesse alla situazione occupazionale, al tipo di contratto di lavoro e al tempo impiegato per trovare un lavoro. Nella Tab. 4 è riportato l'elenco integrale delle variabili che, in base ad una prima analisi esplorativa, hanno fatto rilevare un'influenza statisticamente significativa su almeno uno dei fenomeni considerati: avere una occupazione entro 36 mesi dal conseguimento della laurea (al netto dell'eventuale servizio militare), essere occupato a tempo indeterminato e, infine, essersi occupato entro un anno dalla laurea.

Agli intervistati è stato chiesto di attribuire un punteggio in scala 0-100 alla importanza che alcuni aspetti della formazione universitaria hanno per la preparazione all'attività lavorativa, e precisamente: insegnamenti di base, insegnamenti specialistici, attività pratiche e professionalizzanti, forma mentis, metodi e tecniche, abilità ed esperienza acquisita.

Attraverso un'analisi fattoriale con il metodo delle componenti principali (con rotazione *varimax* e normalizzazione di Kaiser⁸), si è verificato (Tab. 5) come tali aspetti siano riconducibili a due soli fattori, denominabili *aspetti teorici* e *aspetti pratici*, i quali spiegano il 70,7% della variabilità complessiva.

⁷ Ovviamente, in questo caso risultano esclusi dall'analisi quei laureati che non hanno lavorato per nulla né entro il termine dei tre anni, né in seguito.

⁸ Sono stati sperimentati vari metodi di rotazione (Quartimax, Varimax, Equamax, Promax, Oblimin) che hanno fornito risultati simili. È stato scelto il metodo Varimax che garantisce la più efficace separazione fra i fattori (Kaiser, 1963; Kaiser and Cerny, 1979; Delvecchio, 1992; Fabbris, 1997).

Tabella 4. Variabili utilizzate per la costruzione del modello e loro scala di misura

Variabili (scala di misura)	Variabili (scala di misura)
Genere (categoriale dicotomica)	Qualità insegnamenti di base (intervalli)
Numero di lingue conosciute (ordinale)	Qualità insegnamenti specialistici (intervalli)
Conoscenza inglese (ordinale)	Qualità attività pratiche (intervalli)
Informazione prospettive occupaz. (categoriale)	Qualità attività professionalizzanti (intervalli)
Numero di colloqui per lavoro (intervalli)	Qualità forma mentis (intervalli)
Adeguatezza alle aspirazioni (ordinale)	Qualità metodi e delle tecniche (intervalli)
Attività di ripiego (categoriale dicotomica)	Qual. abilità ed esperienze maturate (intervalli)
Voto di laurea (ordinale)	Valutazione preparazione universitaria (intervalli)
Età alla laurea (intervalli)	
Differenza durata studi (intervalli)	Realizzazione prestigio sociale (intervalli)
Abilitazione professionale (categ. dicotomica)	Realizzaz. trattamento economico (intervalli)
Abilitazione insegnamento (categ. dicotomica)	Realizzaz. possibilità di carriera (intervalli)
Esperienze di tirocinio o stage (cat. dicotomica)	Realizz. sicurezza del posto di lavoro (intervalli)
Formazione post-laurea (categ. dicotomica)	Realizzaz. coerenza con la laurea (intervalli)
Orientamento diploma (categoriale)	Realizzaz. corrispondenza interessi (intervalli)
Attività lavorative pre-iscrizione (cat. dicotom.)	Realizzaz. vicinanza alla famiglia (intervalli)
Attività lavorative durante i corsi (cat. dicotom.)	Realizzaz. localizzazione del lavoro (intervalli)
Conoscenze informatiche (ordinale)	Realizzaz. autonomia operativa (intervalli)
Frequenza lezioni (ordinale)	Realizz. disponibilità di tempo libero (intervalli)
Laurea necessaria per il lavoro attuale (ordinale)	Realizzaz. rapporto con i colleghi (intervalli)
Disponibilità al trasferimento (categoriale)	Valutazione complessiva lavoro (intervalli)

Tabella 5. Comunalità e coefficienti fattoriali dell'analisi fattoriale di alcuni aspetti della formazione universitaria

Aspetti della formazione universitaria	Comunalità	Fattori	
		1 (aspetti teorici)	2 (aspetti pratici)
Insegnamenti di base	0,66	0,808	*
Insegnamenti specialistici	0,68	0,801	*
Attività pratiche	0,87	0,263	0,896
Attività professionalizzanti	0,89	*	0,932
Forma mentis	0,58	0,736	*
Metodi e tecniche	0,59	0,740	*
Abilità ed esperienza	0,68	0,805	*

Metodo di estrazione: Analisi componenti principali.

* = coefficienti fattoriali < 0,25.

La prima componente, che dopo la rotazione spiega il 44,6% della variabilità della distribuzione, è fortemente legata a tutti gli aspetti della formazione considerati, con la sola eccezione delle attività pratiche e professionalizzanti che caratterizzano, invece, la seconda componente (da cui dipende il restante 26,1% della variabilità spiegata). Le attività pratiche e professionalizzanti hanno le comunalità più alte rispetto a tutti gli altri aspetti, il che indica una maggiore variabilità di tali componenti.

Nel corso dell'indagine è stato chiesto anche di attribuire un punteggio (sempre in scala 0-100) all'importanza attribuita ad alcuni fattori per la realizzazione attraverso l'attività lavorativa come: il prestigio sociale, il trattamento economico, le possibilità di carriera, la sicurezza, la coerenza con la laurea conseguita, la vicinanza alla famiglia, il tempo libero e i rapporti con i colleghi. Con la medesima metodologia di analisi sono stati individuati quattro fattori, che sintetizzano il 63,5% della variabilità complessiva degli 11 aspetti considerati (Tab. 6), fornendo, una volta ruotati, un contributo individuale compreso tra il 20,0% (I fattore) e l'11,9% (IV fattore).

La prima componente è connessa con le variabili *sicurezza del posto di lavoro*, *possibilità di carriera*, *trattamento economico* e *prestigio sociale*, per cui può essere denominata *benessere socio economico*. La seconda componente dipende, invece, soprattutto dalla *corrispondenza del lavoro con i propri interessi* e dalla *coerenza con la laurea conseguita*, oltre che dall'*autonomia operativa* e dal *prestigio sociale* connesso con l'attività, per cui esprime la *coerenza con le proprie inclinazioni e con gli studi fatti*. Il fattore *localizzazione* domina invece la terza componente, per la quale le relazioni più rilevanti sono quelle con le variabili *vicinanza alla famiglia* e *localizzazione del lavoro*. Infine la quarta componente, denominabile *socializzazione*, di-

Tabella 6. *Analisi fattoriale di alcuni aspetti della soddisfazione lavorativa, comunalità e coefficienti fattoriali*

Aspetti della soddisfazione lavorativa	Comunalità	Fattori			
		1	2	3	4
Prestigio sociale	0,54	0,58	0,44	*	*
Trattamento economico	0,59	0,74	*	*	*
Possibilità carriera	0,63	0,75	*	*	*
Sicurezza posto di lavoro	0,64	0,79	*	*	*
Coerenza laurea	0,69	*	0,81	*	*
Corrispondenza interessi	0,76	*	0,86	*	*
Vicinanza alla famiglia	0,74	*	*	0,86	*
Localizzazione lavoro	0,71	*	*	0,82	*
Autonomia operativa	0,47	*	0,57	*	0,31
Disponibilità tempo libero	0,59	*	*	*	0,74
Rapporto con i colleghi	0,63	*	*	*	0,76

Metodo di estrazione: Analisi componenti principali.

* = coefficienti fattoriali < 0,25.

pende soprattutto dal *rapporto con i colleghi* e dalla *disponibilità di tempo libero*.

Le due analisi fattoriali sopra descritte consentono di considerare un numero più ridotto di variabili nella costruzione dei tre modelli di regressione logit su cui si è deciso di investigare. Il primo modello considera la variabile risposta dicotomica *lavora/non lavora entro 36 mesi dalla laurea*, il secondo la variabile *lavoro a tempo*

indeterminato/determinato e il terzo la variabile *occupato entro/oltre 12 mesi*. I tre modelli forniscono informazioni via via più dettagliate sulle determinanti dell'occupazione dei laureati.

Il primo modello stimato riguarda la probabilità di trovare lavoro entro 36 mesi dalla laurea. Il modello possiede un'ottima capacità di classificazione: infatti la percentuale globale di corretta classificazione è pari all'85,3%.

Le numerose variabili considerate, pur dopo alcune trasformazioni effettuate allo scopo di migliorare la separazione, restano solo pochi effetti significativi⁹. Fra questi, spicca il possesso di conoscenze informatiche: infatti la probabilità di trovare lavoro entro 3 anni dalla laurea, nel caso in cui si abbiano seppur minime conoscenze informatiche è 2,5 volte maggiore rispetto a coloro i quali non hanno alcuna nozione di informatica (Tab. 7).

Un'influenza positiva viene esercitata anche dall'aver fruito di pratica professionale durante la formazione e dalla buona conoscenza almeno dell'inglese scritto. In entrambi i casi la probabilità di occupazione è all'incirca una volta e mezza rispetto alla *baseline*.

Un'altra variabile con una certa influenza è il genere, che può essere considerato come una *proxy* di aspetti del contesto sociale che determinano, a lungo andare, una minore occupabilità delle donne rispetto agli uomini. I maschi, infatti, hanno una probabilità di trovare lavoro, entro 3 anni dalla laurea, pari a 1,3 volte quella delle laureate; se hanno già svolto attività lavorativa durante i corsi universitari, poi, la probabilità sale a quasi 3,5 volte rispetto al gruppo delle colleghe prive di esperienze lavorative.

Ciò può essere dovuto alla maggiore costanza nella ricerca di lavoro imposto agli uomini dal loro ruolo tradizionale, mentre le donne che non trovano un'occupazione adeguata rinunciano più facilmente alla ricerca di una realizzazione lavorativa, "accontentandosi" di soluzioni alternative (ad es., la famiglia). Significativa ma esiguamente positiva, pur se ovviamente cumulativa, è l'influenza del voto di laurea; tale influenza, però, viene quadruplicata dall'aver svolto attività di tirocinio o praticantato post-laurea.

L'aver svolto attività di tirocinio influenza negativamente l'occupazione entro tre anni dalla laurea, per il minor tempo dedicato alla ricerca di lavoro.

Apparentemente di difficile interpretazione è, invece, l'altro coefficiente negativo: infatti, sembrerebbe che ogni colloquio di lavoro sostenuto diminuisca di qualche decimo di punto la probabilità di trovare lavoro entro tre anni dalla laurea. Ciò può dipendere dalla tendenza dei datori di lavoro di scegliere per primi gli elementi più tecnici e, tra i tecnici, prima i più bravi.

⁹ Per alcune variabili ordinali è stato necessario ridurre il numero di categorie a non più di tre. Alcune sono state dicotomizzate.

Tabella 7. Variabili significative del modello logit riguardante la variabile risposta “occupato/non occupato entro 36 mesi dalla laurea”, e relative statistiche: coefficiente di regressione, errore standard, significatività e log odds ratio (trasformazione esponenziale del coefficiente)

Effetti	<i>b</i>	<i>err.st.(b)</i>	<i>p-value</i>	<i>exp(b)</i>
Conoscenze informatiche almeno di base	0,93	0,38	0,01	2,53
Fattore <i>aspetti pratici della formazione</i>	0,49	0,07	<0,01	1,63
Conoscenza inglese buona, almeno scritta	0,34	0,13	0,01	1,40
Genere M	0,28	0,14	0,04	1,32
Voto di laurea	0,01	0,00	0,04	1,01
Numero di colloqui sostenuti	-0,01	0,01	0,03	0,99
Attività lavorativa precedente all'iscrizione	-0,45	0,24	0,06	0,64
Svolgimento di tirocinio o praticantato	-5,06	1,78	<0,01	0,01
Genere M \cap Lavoro precedente l'iscrizione	1,24	0,59	0,03	3,44
Svolgimento di tirocini \cap Voto di laurea	0,04	0,02	0,01	1,05
Probabilità di corretta classificazione: 85,4%				

Tabella 8. Variabili significative del modello logit riguardante la variabile risposta “lavoro a tempo indeterminato/determinato” e relative statistiche

Effetti	<i>b</i>	<i>err.st.(b)</i>	<i>p-value</i>	<i>exp(b)</i>
Abilitazione all'insegnamento	-0,59	0,15	<0,01	0,56
Fattore <i>benessere socio-economico</i>	1,31	0,07	<0,01	3,70
Regolarità nella frequenza delle lezioni	0,98	0,24	<0,01	2,67
Abilitazione all'esercizio della professione	0,82	0,26	<0,01	2,26
Numero di colloqui di lavoro sostenuti	-0,05	0,01	<0,01	0,95
Fattore <i>aspetti pratici della formazione</i>	-0,19	0,06	<0,01	0,83
Fattore <i>socializzazione</i>	-0,29	0,06	<0,01	0,75
Fattore <i>coerenza proprie inclinazioni e studi</i>	-0,33	0,06	<0,01	0,72
Abilitazione all'insegnamento	-0,59	0,15	<0,01	0,56
Esperienze di tirocinio	-0,82	0,15	<0,01	0,44
Tirocini svolti \cap Abilitazione professionale	-0,98	0,30	<0,01	0,37
Frequenza lezioni \cap Abilitazione professionale	1,68	0,47	<0,01	5,39
Probabilità di corretta classificazione: 78,1%				

Applicando il modello logit con variabile risposta “lavoro a tempo indeterminato/determinato”, il numero di effetti significativi (escludendo le interazioni) incre-

menta da 8 a 10, conducendo però a una probabilità di corretta classificazione più ridotta rispetto al modello precedente (78,1%).

Per i laureati che hanno frequentato assiduamente le lezioni e che sono in possesso di un'abilitazione all'esercizio della professione la probabilità di avere un lavoro a tempo indeterminato entro 3 anni dalla laurea risulta (Tab. 8) pari ad oltre 5 volte la *baseline* (rappresentata dalla categoria complementare di laureati poco assidui e senza abilitazione professionale). Questi due requisiti mantengono la propria importanza anche se considerati in modo disgiunto.

Con questo modello risultano significative un numero maggiore delle variabili latenti evidenziate nell'analisi fattoriale sopra esposta. L'aver svolto attività di tirocinio o il possedere una abilitazione all'insegnamento, stranamente, sembrerebbe ridurre la probabilità di trovare un lavoro a tempo indeterminato: ciò è dovuto, presumibilmente, al più esiguo periodo di tempo in cui questi laureati hanno potuto dedicarsi alla ricerca di un lavoro.

Tabella 9. Effetti significativi del modello logit riguardante la variabile risposta "occupato/non occupato a 12 mesi dalla laurea" e relative statistiche

Effetti	<i>b</i>	<i>err.st.(b)</i>	<i>p-value</i>	<i>exp(b)</i>
Conoscenza della lingua inglese				
- Buona conoscenza almeno scritta	0,78	0,24	<0,01	2,17
- Almeno nozioni di base	0,48	0,24	0,04	1,62
Abilitazione all'insegnamento	0,34	0,12	<0,01	1,41
Numero lingue parlate	0,29	0,14	0,04	1,34
Laurea requisito per il lavoro	0,26	0,11	0,02	1,29
Fattore <i>aspetti pratici della formazione</i>	0,22	0,05	<0,01	1,25
Fattore <i>aspetti teorici della formazione</i>	0,11	0,05	0,02	1,12
Genere M	-0,21	0,10	0,03	0,81
Regolarità nella frequenza delle lezioni	-0,37	0,13	<0,01	0,69
Conoscenza inglese \cap Numero lingue parlate				
- Almeno nozioni di base \cap Numero lingue	-0,90	0,42	0,03	0,41
- Buona conoscenza \cap Numero lingue	-1,06	0,32	<0,01	0,34
Laurea requisito \cap Abilitazione insegnamento	-0,60	0,22	0,01	0,55
Probabilità di corretta classificazione: 62,1%				

Nella Tab. 9 sono riportati i risultati relativi al terzo modello riguardante la probabilità di trovare occupazione entro 12 mesi della laurea. La probabilità di corretta classificazione è considerevolmente più bassa delle precedenti (62,1%) ma ancora accettabile.

Oltre a due effetti di interazione, si contano nove covariate significative e, fra queste, si rivela particolarmente influente la conoscenza dell'inglese. Infatti, chi di-

chiara di avere almeno una buona conoscenza dell'inglese scritto ha una probabilità di lavorare in tempi brevi più che doppia rispetto alla *baseline*, costituita dal gruppo che non conosce affatto tale lingua, mentre chi ha anche solo conoscenze basilari di inglese presenta un log-odds leggermente meno elevato ma comunque superiore ad una volta e mezza la relativa probabilità dei medesimi individui *baseline*.

Tra i fattori latenti considerati, influiscono positivamente sulle possibilità di trovare lavoro in tempi relativamente brevi i due fattori relativi alla formazione (*teoria e pratica*), ma il loro contributo è piuttosto limitato, anche se statisticamente significativo.

È da notare che le variabili esplicative in comune con il primo dei modelli descritti (lavoro entro tre anni, concettualmente simile al presente) sono soltanto tre: il fattore *aspetti pratici della formazione*, la *buona conoscenza della lingua inglese* e il *genere*, ma quest'ultimo con un'influenza di senso opposto¹⁰: presumibilmente, a differenza di quanto osservato nel medio periodo, nei tempi brevi le donne sono più disposte ad accettare situazioni precarie, mentre gli uomini sono maggiormente propensi a investire tempo nella ricerca della stabilità lavorativa (ciò, ancora una volta, a causa del loro ruolo tradizionale). Le variabili presenti nel primo modello ma assenti nell'altro sono quindi fattori differenziali, dal punto di vista temporale, per l'occupabilità dei laureati.

Le variabili significative utilizzate per la costruzione dei tre modelli su specificati sono poi state utilizzate come base di partenza per la costruzione di altrettanti modelli multilivello, come esplicitato nel seguito.

4. I modelli multilivello

Il coniugare i modelli logit con quelli multilivello ha il vantaggio che l'approccio multilivello consente di tener conto della struttura gerarchica dei dati esaminati e quindi di testare l'effetto del raggruppamento ottenuto mediante le variabili di livello superiore al primo.

Seguendo lo stesso schema logico adottato per i *modelli logit* sopra descritti, abbiamo costruito tre distinti modelli di regressione *logit multilevel* assumendo come variabile risposta dicotomica la situazione lavorativa dopo 3 anni dalla laurea (*baseline*=disoccupato), il lavoro a tempo indeterminato/determinato (*baseline*=occupato a

¹⁰ L'apparente incoerenza con le percentuali riportate nella Tab. 3 è dovuta alla diversa base di calcolo, in quanto sono esclusi dalla presente analisi (e da quella seguente) tutti coloro che risultavano ancora in cerca di occupazione allo scadere dei tre anni dalla laurea.

tempo determinato) e la condizione occupazionale a un anno della laurea (*baseline*=disoccupato)¹¹.

Se si indica con p_{ij} la probabilità di occupazione di un laureato che si trovi nella i -esima condizione di primo livello e nella j -esima condizione di secondo livello, con n_{ij} il numero di unità campionate (senza ripetizione) che si trovano nella condizione ij e, infine, con f_{ij} la proporzione di dette unità che risultano disoccupate, è noto che f_{ij} si distribuisce secondo una ipergeometrica, la quale, quando la numerosità campionaria è inferiore alla decima parte dell'universo (come nel caso presente), si approssima ad una binomiale di parametri p_{ij} e n_{ij} , con valore atteso e varianza, rispettivamente, pari a $E(f_{ij}) = p_{ij}$ e $Var(f_{ij}) = p_{ij}(1-p_{ij})/n_{ij}$.

Mc Cullagh e Nelder (1989) dimostrano che $logit f_{ij} = \ln[f_{ij}/(1-f_{ij})]$ è distribuito approssimativamente secondo una normale, per cui è possibile, fatte salve le altre condizioni alla base del modello lineare generalizzato, utilizzare un'equazione di regressione lineare per spiegare e prevedere $logit p_{ij}$.

La quantità $p_{ij}/(1-p_{ij})$ esprime il rapporto fra la probabilità che un laureato che si trova nella condizione i di primo livello e j di secondo livello sia occupato (a un anno dalla laurea) e la probabilità che sia ancora disoccupato. Attraverso i modelli *logit* è possibile misurare l'influenza delle singole covariate sulla variabile dipendente dicotomica, tenendo conto anche dell'eventuale effetto del secondo livello.

Il modello stimato con la sola intercetta casuale in presenza di covariate (variabili esplicative di primo e secondo livello) assume, per ogni facoltà j ($j=1, \dots, 10$), la seguente forma¹²:

$$Y_{ij} = P_{ij} + \varepsilon_{ij},$$

dove Y_{ij} è il valore assunto dalla variabile risposta per l' i -esimo individuo della j -esima facoltà, P_{ij} indica, per i 3 modelli considerati, rispettivamente la probabilità di essere occupato o di avere un lavoro a tempo indeterminato o di trovare lavoro entro 12 mesi dalla laurea, per un intervistato estratto casualmente da un *qualsiasi* cor-

¹¹ Dopo aver testato la significatività delle variabili di primo livello è stato stimato il modello vuoto, privo di covariate, per verificare attraverso l'analisi della varianza l'utilità dei modelli a più livelli. Una volta verificato che tale analisi giustifica il ricorso a *tecniche multilevel*, si è iniziato con lo stimare un modello con sola intercetta casuale, contenente tutte le variabili di primo livello. Successivamente si è proceduto con un modello *backward regression* con l'eliminazione delle covariate non significative, ad un livello $\alpha = 0,05$, sulla base del test di Wald (Goldstein, 2003; Snijders and Bosker, 1999). Per quanto riguarda il test di Wald, Bryk e Raudenbush (1992) considerano opportuno, per i regressori fissi di primo livello, comparare il rapporto fra parametro ed errore standard con il valore soglia di una distribuzione T con $J-K-1$ gradi di libertà, ove J è il numero di unità di secondo livello campionate e K il numero di predittori relativi a tali unità (nel caso presente, $K=0$ e dunque $g=J-1$).

¹² Sono qui contate 10 Facoltà perché sono state aggregate fra loro Agraria e Medicina Veterinaria, data l'esiguità numerica dei due subcampioni, che avrebbe presumibilmente reso inattendibile l'analisi.

so di laurea, mentre ε_{ij} rappresenta la componente residua di primo livello, avente, per ipotesi, media pari a zero e varianza strettamente dipendente dalla probabilità media di successo per ogni gruppo j .

Utilizzando la trasformazione logit di P_{ij} , il modello assume la seguente forma:

$$\text{logit}(P_{ij}) = \log\left(\frac{P_{ij}}{1-P_{ij}}\right) = \beta_{0j} + \sum_{k=1}^m \beta_k \cdot x_{kij} + \sum_{t=1}^s \beta_t \cdot z_{tj} \cdot$$

dove si indica con x_k la k -esima variabile esplicativa di primo livello, con z_t la t -esima variabile esplicativa di secondo livello e con β_k e β_t i corrispondenti coefficienti di regressione. L'intercetta β_{0j} è variabile in funzione della facoltà j , ossia, indicando con γ_0 la parte fissa dell'intercetta medesima e con U_{0j} i residui di secondo livello (cioè la parte stocastica dell'intercetta),

$$\beta_{0j} = \gamma_0 + \eta_{0j};$$

il modello su descritto diventa:

$$\text{logit}(P_{ij}) = \log\left(\frac{P_{ij}}{1-P_{ij}}\right) = \gamma_0 + \sum_{k=1}^m \beta_k \cdot x_{kij} + \sum_{t=1}^s \beta_t \cdot z_{tj} + \eta_{0j}.$$

Tale modello ipotizza una distribuzione normale dei residui di secondo livello, con media nulla e varianza costante¹³.

Nella nostra analisi, tuttavia, non è risultata significativa alcuna delle variabili esplicative di secondo livello disponibili nella base dati, per cui i modelli che presenteremo di seguito non conterranno la componente $\sum_{t=1}^s \beta_t \cdot z_{tj}$.

Analizziamo il primo dei tre modelli considerati, in cui, come già specificato, è stata posta come variabile dipendente la dicotomia "occupato/non occupato entro 3 anni dalla laurea". Il modello considera 2.444 laureati (unità di primo livello) suddivisi in 10 Facoltà (unità di secondo livello), comprende sei covariate e una interazione, presentando la seguente forma generale :

$$\begin{aligned} \text{logit}(P_{ij}) = & \beta_1 \cdot (\text{genere})_{ij} + \beta_2 \cdot (\text{conoscenze informatiche})_{ij} + \\ & + \beta_3 \cdot (\text{abilitazione all'insegnamento})_{ij} + \beta_4 \cdot (\text{abilitazione alla professione})_{ij} + \\ & + \beta_5 \cdot (\text{numero colloqui di lavoro})_{ij} + \beta_6 \cdot (\text{lavoro prima dell'immatricolazione})_{ij} + \\ & + \beta_7 \cdot (\text{genere})_{ij} \cap (\text{lavoro prima dell'immatricolazione})_{ij} + \eta_{0j}. \end{aligned}$$

L'intercetta γ_0 è omessa (ossia posta pari a zero) in quanto la sua inclusione

¹³ Per poter utilizzare un *modello multilevel*, peraltro, bisogna verificare che la varianza di secondo livello sia significativa. Detta condizione è sempre risultata verificata nel corso delle elaborazioni svolte per l'identificazione dei tre modelli qui descritti.

nel modello ne riduce in modo considerevole la capacità esplicativa. Nella Tab. 10 sono indicate le stime di regressione della parte fissa del modello con i corrispondenti errori standardizzati, i livelli di significatività (*p-value*) e gli *odd ratio*¹⁴.

Tutte le covariate di primo livello selezionate dalla procedura seguita nel Par. 3 sono significative anche qui, ad eccezione degli “aspetti teorici della formazione” e delle attività lavorative svolte prima dell’iscrizione all’università. Quest’ultima variabile è stata comunque inserita, in quanto la sua interazione con la variabile *genere* è altamente significativa e, com’è noto, il modello costruito è di tipo gerarchico (la presenza di un effetto di interazione implica la presenza degli effetti singoli che fanno parte dell’interazione medesima).

La variabile che più influisce sulla probabilità di occupazione è il possesso di conoscenze informatiche almeno di base, che determina un incremento di oltre il 50% rispetto alla *baseline*. L’unico effetto di interazione significativo è quello fra il genere (maschile) e le attività lavorative precedenti l’iscrizione: a quanto pare, i laureati che hanno avuto precedenti esperienze lavorative hanno un 20% in più di possibilità di trovare lavoro rispetto alle laureate senza esperienze lavorative.

Va sottolineato che sia la variabilità stimata dei residui di primo livello che quella dell’intercetta di secondo livello η_{0j} presentano *p-value* molto bassi (ossia un alto livello di significatività), da cui si trae la conclusione che l’effetto Facoltà verificato tramite il modello a sola intercetta casuale non è stato assorbito dalle covariate di primo livello ed è quindi indipendente da esse.

Il coefficiente di correlazione intraclasse, costruito rapportando la stima della varianza di secondo livello alla varianza d’errore complessiva stimata

$$\hat{\rho}_w = \frac{\hat{\tau}^2(\eta)}{\hat{\tau}^2(\varepsilon) + \hat{\tau}^2(\eta)},$$

che esprime quanta parte della varianza totale è spiegata dall’effetto gruppo, ha un valore molto elevato ($\hat{\rho}_w=0,67$), il quale conferma il peso della componente di secondo livello.

Le stime dei residui bayesiani, da cui si ricavano le probabilità di occupazione dei laureati per ciascuna delle facoltà considerate e che sono tutte decisamente significative, non presentano tuttavia differenze molto marcate fra gli *odds ratio* (Tab. 11). Le probabilità di essere occupati entro tre anni dalla laurea sono più alte per gli intervistati provenienti dalle Facoltà di Scienze matematiche, fisiche e naturali, Scienze politiche ed Economia (intorno al 60%), mentre sono più basse (fra il 54% e il 55%) per i laureati della Facoltà di Giurisprudenza e per l’aggregato dei laureati in Agraria e Medicina veterinaria (i primi scontano il più tardivo *placement* dei secondi).

¹⁴ *Odds ratio* è il rapporto fra le probabilità di due eventi complementari (ad esempio occupato e non occupato). Nel modello logit sono stimati con l’esponentiale del coefficiente di regressione.

Tabella 10. Variabili significative del modello logit multilevel relativo alla variabile risposta “occupato/non occupato entro 3 anni dalla laurea”; coefficiente di regressione, errore standard, significatività e log odds ratio

Effetti	<i>b</i>	<i>err.st.(b)</i>	<i>p-value</i>	<i>exp(b)</i>
<i>Parte fissa</i>				
Conoscenze informatiche almeno di base	0,43	0,05	<0,01	1,54
Abilitazione alla professione	0,13	0,02	<0,01	1,14
Abilitazione all’insegnamento	0,12	0,02	<0,01	1,13
Genere (M)	0,06	0,02	<0,01	1,06
Numero colloqui sostenuti	-0,01	0,01	<0,01	0,99
Attività lavorativa precedente all’iscrizione	-0,05	0,04	0,14	0,95
Genere M \cap Lavoro precedente l’iscrizione	0,18	0,05	<0,01	1,20
<i>Parte stocastica</i>				
Varianza dei residui di primo livello $\hat{\tau}(\varepsilon_{ij})$	$\hat{\tau}$	Err.st($\hat{\tau}$)	p-value	
	0,101	0,045	0,03	
Varianza dell’errore di secondo livello $\hat{\tau}(\eta_{0j})$	0,144	0,004	<0,01	

Tabella 11. Stime dei residui bayesiani per Facoltà, relative varianze e percentuali stimate di occupazione dei laureati (entro 3 anni)

Facoltà	Stime dei residui di Bayes	Varianza stime	Stima % di occupati entro tre anni dalla laurea
Scienze MM.FF.NN.	0,404	0,0004	60,0
Scienze Politiche	0,403	0,0008	60,0
Economia	0,388	0,0003	59,6
Lingue letterature straniere	0,347	0,0007	58,6
Medicina e Chirurgia	0,336	0,0007	58,3
Farmacia	0,290	0,0020	57,2
Lettere e Filosofia	0,286	0,0004	57,1
Scienze della Formazione	0,255	0,0015	56,3
Giurisprudenza	0,188	0,0003	54,7
Agraria + Med. veterinaria	0,164	0,0021	54,1

I divari fra i tassi di occupazione dei laureati provenienti dalle varie facoltà sono quindi molto limitati. Ciò lascia ipotizzare che l’indicatore “occupato/non occupato entro 3 anni” sia poco sensibile e non tenga conto della qualità del lavoro ottenuto o delle competenze utilizzate. È piuttosto normale, peraltro, che dopo 3 anni di tentativi un laureato sia disposto ad accettare qualsiasi occupazione, anche di ripiego, pur di iniziare a guadagnare.

Risulta quindi ampiamente giustificata la costruzione di modelli multilivello per l'analisi di aspetti maggiormente caratterizzati, come l'evento lavoro a tempo indeterminato (1) o determinato (0) dopo 3 anni dalla laurea.

Il modello costruito per identificare le possibili determinanti di questo evento considera i 2.021 laureati occupati (unità di primo livello) che hanno risposto a tutte le domande di interesse per la costruzione del modello, suddivisi nelle dieci Facoltà (o aggregazioni) utilizzate come unità di secondo livello. A valle della procedura di stima, sono risultate significative (per $\alpha=0,05$) sei covariate di primo livello senza effetti di interazione e, ancora una volta, nessuna covariata di secondo livello. Il modello ha quindi la seguente forma (ponendo pari a zero l'intercetta fissa γ_0 per migliorare la capacità esplicativa, come nel modello precedente):

$$\text{logit}(P_{ij}) = \beta_1 \cdot (\text{esperienze di tirocinio})_{ij} + \beta_2 \cdot (\text{abilitazione all'insegnamento})_{ij} + \\ + \beta_3 \cdot (\text{abilitazione alla professione})_{ij} + \beta_4 \cdot (\text{fattore benessere socio-economico})_{ij} + \\ + \beta_5 \cdot (\text{fattore coerenza con le inclinazioni})_{ij} + \beta_6 \cdot (\text{fattore socializzazione})_{ij} + \eta_{0j}.$$

La stima della parte fissa del modello (Tab. 12) evidenzia che la probabilità di trovare lavoro a tempo indeterminato è influenzata positivamente dal fattore di valutazione del "benessere economico" e, in misura esigua ma comunque significativa, dal possesso dell'abilitazione all'esercizio della professione. È invece influenzata negativamente, seppure in misura poco rilevante, dal possesso dell'abilitazione all'insegnamento¹⁵, dalle esperienze di tirocinio e dai due fattori di valutazione meno

Tabella 12. Stime dei coefficienti di regressione, loro errore standard e significatività e log odds ratio del modello logit multilevel relativo alla variabile risposta "occupato a tempo indeterminato entro 3 anni dalla laurea"

Effetti	b	err.st.(b)	p-value	exp(b)
<i>Parte fissa</i>				
Fattore <i>benessere socio-economico</i>	0,21	0,01	<0,01	1,24
Abilitazione all'esercizio della professione	0,07	0,03	0,01	1,07
Fattore <i>socializzazione</i>	-0,04	0,01	<0,01	0,96
Fattore <i>coerenza con le proprie inclinazioni</i>	-0,04	0,01	<0,01	0,96
Esperienze di tirocinio	-0,05	0,02	0,03	0,96
Abilitazione all'insegnamento	-0,07	0,03	0,01	0,94
<i>Parte stocastica</i>				
Varianza dei residui di primo livello $\hat{\tau}(\epsilon_{ij})$	0,375	0,168	0,03	
Varianza dell'errore di secondo livello $\hat{\tau}(\eta_{0j})$	0,146	0,005	<0,01	

collegati con il mercato del lavoro: la possibilità di socializzazione e la coerenza del lavoro con le proprie inclinazioni ed i propri studi.

Rispetto al modello logit che non prevedeva l'effetto facoltà, si sono persi gli effetti relativi alla formazione (regolarità nella frequenza e il fattore relativo agli aspetti pratici della formazione stessa), ma anche l'effetto legato al numero di colloqui di lavoro: è presumibile, quindi, che l'influenza di queste covariate di primo livello sia legata principalmente alle caratteristiche degli indirizzi formativi.

Anche per questo modello i residui di primo livello e l'intercetta di secondo livello sono significativi. Il coefficiente di correlazione intraclasse ($\hat{\rho}_w = 0,13$) è però molto più ridotto del precedente, nonché del coefficiente relativo al modello a sola intercetta casuale, per cui si deve ammettere che l'effetto "facoltà" viene qui assorbito da alcune delle covariate di primo livello (presumibilmente, quelle relative all'abilitazione all'insegnamento o all'esercizio della professione, che non sono comuni a tutte le facoltà).

Ulteriori informazioni possono essere ottenute analizzando le stime bayesiane relative alla probabilità dei laureati di trovare un lavoro a tempo indeterminato (Tab. 13). Le probabilità di trovare un'occupazione a tempo indeterminato (entro 3 anni dalla laurea) sono più alte per i laureati delle Facoltà di Giurisprudenza, Scienze politiche, Economia, Scienze MM.FF.NN. e Farmacia, mentre sono più basse per quelli delle Facoltà di Lettere e filosofia e Medicina e chirurgia (quest'ultima per motivi in-

Tabella 13. *Stime dei residui bayesiani per Facoltà, relative varianze e percentuali stimate di occupazione a tempo indeterminato entro 3 anni*

<i>Facoltà</i>	<i>Stime dei residui di Bayes</i>	<i>Varianza stime</i>	<i>Stima delle % di occupati a tempo indeterminato</i>
Giurisprudenza	0,808	0,0003	69,2
Scienze Politiche	0,656	0,0017	65,8
Economia	0,648	0,0004	65,7
Scienze MM.FF.NN.	0,643	0,0005	65,5
Farmacia	0,641	0,0024	65,5
Scienze della Formazione	0,616	0,0012	64,9
Lingue e letterat. straniere	0,572	0,0007	63,9
Agraria + Med. veterinaria	0,549	0,0021	63,4
Lettere e filosofia	0,524	0,0005	62,8
Medicina e Chirurgia	0,354	0,0016	58,8

¹⁵ L'abilitazione all'insegnamento, anche se obbligatoria per alcune carriere, non garantisce un lavoro a tempo indeterminato in tempi inferiori a 36 mesi, come ben sanno gli aspiranti insegnanti presenti

trinseci dovuti alla loro condizione di specializzandi).

Le differenze fra i dieci gruppi-facoltà, per quanto riguarda le percentuali di occupati a tempo indeterminato, sono più accentuate rispetto al caso precedente, variando dal 69,2% per i laureati in Giurisprudenza al 58,8% di Medicina e chirurgia.

Si può obiettare che l'arco temporale considerato è troppo ampio per distinguere chiaramente le facoltà i cui laureati riescono a trovare lavoro subito dopo la laurea da quelle per cui il collocamento è più difficoltoso. Pertanto, viene qui stimato un terzo modello *multilevel* inerente all'occupazione a un solo anno dalla laurea. Quest'ultimo modello considera 2.021 laureati e presenta nella sua forma finale solo due covariate di primo livello (molto connesse fra loro) e un effetto di interazione:

$$\text{logit}(P_{ij}) = \beta_1 \cdot (\text{numero lingue parlate})_{ij} + \beta_2 \cdot (\text{conoscenza lingua inglese})_{ij} + \beta_3 \cdot (\text{conoscenza lingua inglese})_{ij} \cap (\text{numero lingue parlate})_{ij} + \eta_{0j}$$

Nella Tab. 14 si riportano le stime ottenute selezionando solo le variabili che sono risultate significative. La probabilità di trovare lavoro entro 12 mesi dalla laurea risulta correlata positivamente con la discreta conoscenza almeno dell'inglese scritto e, soprattutto, con il numero di lingue parlate almeno discretamente, mentre è negativamente correlata con l'interazione fra queste; la ragione di quest'ultimo effetto significativo è forse da ricercarsi in una minore flessibilità da parte di alcuni laureati, portati a rifiutare inizialmente occupazioni non ritenute adeguate alle loro competenze linguistiche. Tutti gli altri effetti rivelati dal modello logit del paragrafo precedente risultano invece assorbiti dall'effetto gruppo.

Tabella 14. Variabili significative del modello logit multilevel relativo alla variabile risposta "occupato/non occupato entro 1 anno dalla laurea"; coefficiente di regressione, errore standard, significatività e odds ratio

Effetti	<i>b</i>	err.st.(<i>b</i>)	<i>p</i> -value	exp(<i>b</i>)
<i>Parte fissa</i>				
Numero lingue straniere parlate	0,17	0,06	<0,01	1,18
Conoscenza della lingua inglese	0,08	0,03	<0,01	1,08
Conoscenza inglese \cap Numero lingue parlate	-0,10	0,03	<0,01	0,90
<i>Parte stocastica</i>				
	$\hat{\tau}$	err.st.($\hat{\tau}$)	<i>p</i> -value	
Varianza dei residui di primo livello $\hat{\tau}(\varepsilon_{ij})$	0,225	0,007	<0,01	
Varianza dell'errore di secondo livello $\hat{\tau}(\eta_{0j})$	0,205	0,092	0,03	

nelle graduatorie del MIUR e costretti al precariato.

Invero, le variabilità dei residui di primo e di secondo livello sono entrambe significative e il coefficiente di correlazione intraclasse presenta un valore importante ($\hat{\rho}_w = 0,45$), il che sta ad indicare che quasi la metà della variabilità complessiva della distribuzione è spiegata dalla facoltà di provenienza.

Dall'analisi delle stime bayesiane (Tab. 15) si evince che la probabilità di trovare lavoro entro un anno dalla laurea varia fra le diverse facoltà in modo abbastanza rilevante: le più penalizzate sono quelle di Giurisprudenza e, in misura minore, Eco-

Tabella 15. Stime dei residui bayesiani per facoltà, relative varianze e percentuali stimate di occupazione entro un anno

<i>Facoltà</i>	<i>Stime dei residui di Bayes</i>	<i>Varianza stime</i>	<i>Stima % di occupati entro un anno dalla laurea</i>
Scienze MM.FF.NN.	0,575	0,0007	53,4
Lingue e letterat. straniere	0,525	0,0011	52,0
Scienze politiche	0,516	0,0025	51,8
Scienze della formazione	0,495	0,0019	51,3
Lettere e filosofia	0,479	0,0007	51,1
Farmacia	0,474	0,0036	51,0
Medicina e chirurgia	0,429	0,0024	50,0
Agraria + Med. veterinaria	0,374	0,0033	48,9
Economia	0,333	0,0007	47,6
Giurisprudenza	0,143	0,0005	42,9

nomia, mentre la Facoltà di Scienze MM.FF.NN. e quella di Lingue e letterature straniere sembrano consentire un più rapido accesso al mondo del lavoro.

5. Considerazioni conclusive

Nel presente lavoro sono state riscontrate relazioni di un certo interesse fra le caratteristiche del placement dei laureati dell'Università di Bari, in particolar modo per quanto riguarda la conoscenza della lingua inglese, che si conferma un fattore di primaria importanza per l'accesso al mercato del lavoro.

Sul piano metodologico ci pare rilevante la maggiore capacità esplicativa delle probabilità occupazionali dei laureati dimostrata dai modelli di regressione logit incentrati sulle sole caratteristiche degli intervistati rispetto a quelli multilivello basati sul raggruppamento per facoltà. Infatti, quest'ultima formulazione riduce in qualche misura il potenziale esplicativo del modello.

Invero, è noto che corsi di studio differenti forniscono ai propri laureati un bagaglio formativo diversamente adeguato alle esigenze del mercato del lavoro. Tuttavia, l'effetto dei differenti percorsi formativi è tale da assorbire solo in minima parte l'influenza delle covariate relative al percorso medesimo (e a caratteristiche che possono esservi connesse marginalmente, come le attività lavorative precedenti alla laurea o il numero di colloqui di lavoro) quando la relazione indagata sia posta a distanza di tre anni dal conseguimento del titolo, mentre assorbe quasi del tutto l'effetto delle caratteristiche dei laureati quando si indagli sul *placement* a un anno.

Va aggiunto che, eliminando dal terzo modello multilevel l'effetto di interazione fra conoscenza dell'inglese e numero di lingue parlate (il cui significato rimane in qualche modo oscuro), perdono significatività statistica i due residui effetti singoli: cosicché l'unico modello valido per spiegare la variabile obiettivo rimarrebbe il modello a sola intercetta casuale, ossia quello che attribuisce al solo effetto "facoltà" l'intera variazione delle percentuali di occupati a un anno dalla laurea. Ciò è confermato anche dalla constatazione che i residui bayesiani di quest'ultimo modello (qui non riportati perché superflui) conducono a stime di percentuali di occupati entro un anno simili a quelle riportati nella Tab. 15.

Questa constatazione, tuttavia, può essere dovuta al particolare impianto dell'analisi che considera come unità di secondo livello le facoltà o gruppi di facoltà e all'interno di questi gruppi-facoltà possono sussistere consistenti divari nel *placement* dei laureati. Si può presumere che un'analisi orientata ai singoli corsi di laurea, anziché alle facoltà, porti maggiori chiarimenti, ma ciò richiede una numerosità campionaria molto più ampia di quella a disposizione.

Riferimenti bibliografici

- BIGGERI L., BINI M. (1999) A Multilevel Logistic Model for the Analysis of the Italian Universities Effectiveness, *Proceedings of the Annual Meeting of the American Statistical Association*, Baltimore (agosto 1999)
- BIGGERI L., GRILLI L., BINI M. (2001) The transition from university to work: a multilevel approach to the analysis of the time to obtain the first job, *Journal of the Royal Statistical Society - Series A*, **162(2)**: 293-305
- BRYK A.S., RAUDENBUSH S.W. (1992) *Hierarchical Linear Models*, Sage, Newbury Park, CA
- DELVECCHIO F. (1992) *Analisi statistica di dati multidimensionali*, Cacucci, Bari
- FABBRIS L. (1997) *Statistica multivariata. Analisi esplorativa dei dati*, McGraw-Hill, Milano

- FIELDING A., YANG M., GOLDSTEIN H. (2003) Multilevel Ordinal Models for Examination Grades, *Statistical Modelling*, **3**(2): 127-153
- FOTOUHI A. R. (2004) *Comparisons of Estimation Procedures for Nonlinear Multilevel Models*, <http://www.jstatsoft.org/v08/i09/Paper.pdf>
- GOLDSTEIN H. (2003) *Multilevel Statistical Models*, Arnold Publishers, London
- HECK R. H., THOMAS S.L. (2000) *An Introduction to Multilevel Modelling Techniques*, LEA, London
- HEDEKER D. (2004) *Multilevel Models for Ordinal and Nominal Variables*, <http://tigger.uic.edu/~hedeker/ml.html>
- KAISER H.F. (1958) The Varimax Criterion for Analytical Rotation in Factor Analysis, *Psychometrika*, **23**: 187-200
- KAISER H.F., CERNY B.A. (1979) Factor Analysis of the Image Correlation Matrix, *Educational and Psychological Measurement*, **39**: 711-714
- MC CULLAGH P., NELDER J.A. (1989) *Generalized linear model*, Chapman & Hall, London
- SNIJDER A.B., BOSKER R. J. (1999) *Multilevel Analysis. An Introduction to Basic and Advanced Multilevel Modelling*, Sage Publications, London

Analysis of Job Placement of the University of Bari Graduates

Summary: *In this paper we study some aspects of the placement of University of Bari graduates. We use the data of a survey that have involved nearly 2,800 of 26,000 graduates from 1995 to 2000. Through logit models of dependence, we find some character that influence their chance to find an occupation, the job stability and the time necessary to get the first job. Then, using a multilevel approach, we analyze the Faculty effect on the job placement of the graduates.*

Keywords: *Placement, Graduates, University of Bari, Multilevel models, Logit models.*

