

Un modello ad equazioni strutturali per analizzare le determinanti dell'occupazione dei laureati nell'Università di Foggia¹

Corrado Crocetta*, Francesco d'Ovidio**

*Dipartim. di Scienze Economiche, Matematiche e Statistiche - Università di Foggia

**Dipartimento di Scienze Statistiche - Università di Bari

Riassunto: Nel presente lavoro si intende effettuare uno studio sulle strategie utilizzate dai laureati dell'Università di Foggia per entrare nel mondo del lavoro. Usando variabili sia quantitative che qualitative, quantificate mediante tecniche di *optimal scaling*, è stato costruito un modello ad equazioni strutturali per analizzare le relazioni fra le variabili latenti legate alle esperienze effettuate durante gli anni universitari, alla preparazione, alle aspettative, alla flessibilità, alle modalità di ricerca del lavoro ecc.. Si è verificato inoltre che la struttura di correlazione di tali variabili latenti rimane invariata considerando separatamente i laureati e le laureate.

Parole chiave: Laureati, Mercato del lavoro, Università di Foggia, Analisi fattoriale, Modelli ad equazioni strutturali, *Optimal Scaling*, CATPCA, LISREL.

1. Introduzione

Con la presente nota si vuol fornire un contributo allo studio delle modalità di ingresso dei laureati nel mercato del lavoro. La nostra analisi, per motivi legati alla disponibilità dei dati, considera solo l'offerta di lavoro (tralasciando, quindi, la domanda da parte di imprese e istituzioni), per cui può apparire parziale ed incompleta; ma il nostro obiettivo non è la costruzione di un modello econometrico in grado di studiare le dinamiche del mercato del lavoro, bensì l'individuazione di alcune variabili (misurabili o latenti) che influiscono sul *placement* dei laureati e, di seguito, lo studio delle

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 due autori, va attribuita a C. Crocetta la redazione finale dei paragrafi 1, 2, 4, 5 e 6, a F. d'Ovidio quella dei paragrafi 3 e 7. Gli autori desiderano, inoltre, ringraziare i *referee* per i loro preziosi suggerimenti migliorativi.

relazioni causali tra le variabili prese in considerazione, avendo come funzione obiettivo la *situazione lavorativa* (occupato/non occupato).

Come è emerso da precedenti lavori (fra gli altri, Crocetta e d'Ovidio, 2004), molte delle informazioni comunemente rilevate nelle indagini possono essere considerate come *proxy* di variabili latenti, particolarmente utili per descrivere un fenomeno (non direttamente misurabile) come quello del comportamento dei laureati di fronte al problema della ricerca di un lavoro.

Nel caso presente, dobbiamo gestire contestualmente sia variabili quantitative che variabili nominali non ordinabili. Per questo motivo viene utilizzata una procedura di Scaling Ottimale, nota con l'acronimo CATPCA (CATegorical Principal Component Analysis), in grado di determinare la quantificazione ottimale, nello spazio fattoriale, di tutte le variabili considerate (cfr., ad es., De Leeuw, 1984; Meulman and Heiser, 1999).

Si conduce quindi una serie di analisi volte a verificare:

- 1) quali e quante siano le variabili latenti da considerare;
- 2) quali siano le relazioni esistenti tra dette variabili;
- 3) se, utilizzando tali variabili, sia possibile costruire un modello in grado di spiegare le cause dell'occupazione/non occupazione dei laureati;
- 4) valutare se vi siano altre variabili, non considerate nel modello elaborato, che concorrano, a spiegare il fenomeno occupazione;
- 5) se, considerando separatamente i due sottogruppi dei laureati e delle laureate, la struttura di correlazione fra le variabili latenti cambia in modo significativo.

2. L'indagine sui laureati dell'Università di Foggia

Ai fini dell'analisi, i dati disponibili nell'archivio delle segreterie studenti dell'Ateneo di Foggia sono stati integrati con quelli raccolti attraverso interviste telefoniche effettuate, sulla base dell'intera popolazione di coloro che si sono laureati presso l'Ateneo di Foggia² a partire dal 1994.

Il questionario è articolato in quattro parti distinte, rispettivamente dedicate ai laureati che stanno già lavorando, a quelli che sono in cerca di occupazione, alle diverse esperienze formative effettuate o in corso e, infine, alla soddisfazione rispetto ai servizi ricevuti, con un giudizio sulla qualità della preparazione conseguita.

² L'obiettivo di partenza era di riuscire a contattare tutti i 2.924 laureati del giovane Ateneo di Foggia a partire dall'istituzione delle diverse facoltà. Per ciascun laureato sono stati fatti sino a sette tentativi di contatto in fasce orarie diverse, prima di considerarlo irraggiungibile. Il questionario utilizzato per le interviste telefoniche era strutturato in modo che l'intervista avesse una durata di non oltre 10-15 minuti. Sono state realizzate ben 2.133 interviste valide, pari al 72,3% del totale.

Tabella 1. *Intervistati laureati nelle Facoltà dell'Ateneo foggiano e percentuali di laureati occupati al momento dell'indagine, per triennio di laurea.*

Triennio di laurea	Facoltà					Totale
	Economia	Agraria	Lettere e Filosofia	Giurisprudenza	Medicina e Chirurgia	
1994-96	43	6	-	50	-	99
1997-99	219	40	-	333	16	608
2000-02	526	42	9	778	71	1.426
Totale	788	88	9	1.161	87	2.133
<i>Percentuali di occupati sul totale della coorte di laureati</i>						
1994-96	93,0	100,0	-	84,0	-	88,9
1997-99	77,2	77,5	-	72,7	37,5	73,7
2000-02	48,3	40,5	11,1	24,4	15,5	33,2
Totale	58,8	61,4	11,1	40,8	19,5	47,3

Nella Tab. 1 sono riportati i dati relativi ai laureati intervistati, distinti secondo la loro situazione lavorativa al momento dell'indagine, per facoltà e periodo in cui si sono laureati. Da essa si evince che hanno dichiarato di svolgere un'attività lavorativa l'88,9% di coloro che si sono laureati presso l'Università di Foggia nel triennio 1994-96. In particolare, i 6 laureati in Agraria risultano tutti occupati, mentre vi sono alcuni laureati in Economia e in Giurisprudenza (rispettivamente 3 ed 8 persone) che dopo più di 8 anni dalla laurea non svolgono alcuna attività lavorativa³.

Prendendo in considerazione gli individui laureati da 5 a 8 anni prima dell'indagine, si nota che la percentuale di quanti lavorano scende al 73,7%. I laureati in Agraria ed in Economia presentano un leggero vantaggio rispetto ai loro colleghi di Giurisprudenza nel trovare lavoro, mentre risultano occupati solo 6 dei 16 medici laureati nel periodo 1997-99. Se si considerano, infine, i laureati dal 2000 al 2003, si nota che la quota di occupati è poco meno di un terzo del totale, con significative differenze fra le diverse facoltà, presumibilmente legate alle loro differenti tempistiche di qualificazione post-laurea.

Nel complesso, i laureati in Economia sembrano essere i più avvantaggiati nel trovare lavoro entro 3 anni dalla laurea (48,3%) rispetto ai loro colleghi di Agraria (40,5%), di Giurisprudenza (24,4%) e di Medicina e Chirurgia (15,5%). Queste ultime differenze si spiegano facilmente se si pensa agli sbocchi occupazionali offerti ai laureati delle diverse Facoltà ed alle diverse modalità di ingresso nel mercato del lavoro. Infatti, mentre per i laureati in Economia e Agraria vi sono diverse possibilità di chiamata diretta o di colloqui di selezione da parte di aziende private, per i laureati in Giurisprudenza è molto frequente il ritardo legato al tirocinio per l'Esame di Stato,

³ Va osservato che i 9 intervistati con laurea in Lettere e Filosofia (tutti nella sessione di giugno-luglio 2003) rappresentano l'intera popolazione dei laureati in questa Facoltà, essendo i primi dall'istituzione della Facoltà, e saranno esclusi dalle analisi successive, per via della loro esiguità numerica.

in quanto, oltre all'espletamento di pubblici concorsi, sbocco privilegiato di detti laureati è la libera professione. Per quanto riguarda la laurea in Medicina e Chirurgia, invece, è noto che spesso questa è solo un punto di partenza per l'ulteriore formazione specialistica, prima della quale per un medico è difficile, se non impossibile, intraprendere una qualche attività. A causa di tali peculiarità, che influiscono senz'altro sui tempi di accesso ad una occupazione, è opportuno nel seguito mantenere sempre la distinzione dei laureati per Facoltà.

Non risultano, invece, esservi differenze significative nei tempi medi di inserimento lavorativo fra le successive coorti di laureati presso la stessa Facoltà.

L'indicatore *occupato/disoccupato*, tuttavia, è piuttosto semplicistico, perché non tiene conto del tipo di occupazione e della sua stabilità. Per questo motivo è opportuno anche tener conto della distribuzione degli intervistati occupati secondo il tipo di occupazione (Tab. 2).

All'aumentare del tempo trascorso dal conseguimento della laurea cresce il numero degli occupati stabili, ossia con un contratto di lavoro a tempo indeterminato. Questa situazione riguarda la totalità dei laureati da oltre 8 anni in Agraria, il 92,5% dei laureati in Economia e l'83,3% dei laureati in Giurisprudenza. Considerando invece i laureati nel periodo 1997-99, si nota che i dottori in Medicina e Chirurgia hanno il più alto tasso di occupazione stabile (83,3%) seguiti dai colleghi di Economia (75,6%) e Giurisprudenza (74,7%), mentre appena il 67,7% dei laureati in Agraria di

Tabella 2. *Distribuzione percentuale degli intervistati occupati laureati presso l'Università di Foggia, per triennio di laurea e Facoltà, secondo il tipo di occupazione.*

Situazione lavorativa	Facoltà				Totale
	Economia	Agraria	Giurisprud.	Medicina e Chirurgia	
<i>Laureati del triennio 1994-96 occupati</i>					
Occupati stabili (a tempo pieno o part time)	92,5	100,0	83,3	-	88,6
Occupati a tempo determ. o in form. lavoro	5,0	-	9,5	-	6,8
Occupati saltuariamente o in altra situazione	2,5	-	7,1	-	4,5
<i>Laureati del triennio 1997-99 occupati</i>					
Occupati stabili (a tempo pieno o part time)	75,6	67,7	74,7	83,3	74,7
Occupati a tempo determ. o in form. lavoro	11,9	29,0	12,4	16,7	13,5
Occupati saltuariamente o in altra situazione	12,5	3,2	12,9	-	11,9
<i>Laureati del triennio 2000-02 occupati</i>					
Occupati stabili (a tempo pieno o part time)	61,2	58,8	56,1	70,0	59,3
Occupati a tempo determ. o in form. lavoro	27,2	41,2	30,2	30,0	28,9
Occupati saltuariamente o in altra situazione	11,6	-	13,8	-	11,8
<i>Complesso dei laureati occupati</i>					
Occupati stabili (a tempo pieno o part time)	69,2	68,5	68,0	75,0	68,7
Occupati a tempo determ. o in form. lavoro	19,7	29,6	19,3	25,0	20,1
Occupati saltuariamente o in altra situazione	11,1	1,9	12,7	-	11,2

tale periodo è stabilmente occupato. Ottenere un lavoro stabile non è poi difficilissimo, anche per gli occupati che hanno conseguito la laurea da meno di 3 anni, visto che il 59,3% di questi ultimi si trova in tale condizione. Anche in questo caso i laureati in Medicina e Chirurgia (70,0%) presentano un leggero vantaggio rispetto ai laureati in Economia (61,2%), in Agraria (58,8%) ed in Giurisprudenza (56,1%), ma va considerato il numero esiguo di medici occupati.

Fortunatamente l'incidenza dei laureati occupati a tempo determinato o in formazione-lavoro tende a diminuire con l'aumentare degli anni trascorsi dalla laurea. Un certo periodo di lavoro precario o di formazione-lavoro, tuttavia, sembra essere fisiologico, soprattutto per i laureati in Agraria (29,6%) ed in Medicina (25,0%). I laureati di queste due facoltà, al contrario dei loro colleghi di Economia e di Giurisprudenza, tendono a non accettare occupazioni di tipo occasionale o provvisorio. Presumibilmente, il fatto che i laureati delle due facoltà scientifiche non siano molto numerosi evita che, fra loro, vi siano quelle situazioni di concorrenza che spesso inducono ad accettare anche lavori di tipo occasionale o poco qualificanti.

3. Analisi delle componenti categoriali del modello

Per poterci districare fra le numerose informazioni rilevate, abbiamo effettuato dapprima un'analisi critica e descrittiva del fenomeno individuando quelle variabili che sembravano essere più legate dal punto di vista logico e statistico al problema considerato. Per una ulteriore conferma in merito alla scelta delle variabili, è stato stimato, dopo una analisi loglineare (necessaria per individuare, fra le numerose informazioni disponibili, quelle maggiormente connesse all'oggetto dell'indagine), un modello logit avente, come variabile risposta, la posizione lavorativa dicotomizzata in *occupati* e *non occupati*. Tramite questo modello, sono state selezionate le variabili i cui coefficienti sono risultati significativi al livello del 5% anche per una sola modalità.

Le variabili così selezionate sono le seguenti:

Variabili quantitative

- Voto di laurea.
- Voto di maturità.
- Età al momento della laurea.
- Numero di anni trascorsi tra la maturità e l'immatricolazione.
- Numero di anni fuori corso.
- Numero di mesi trascorsi tra la laurea ed il primo impiego.
- Punteggio globalmente attribuito alla adeguatezza della preparazione ricevuta rispetto al lavoro svolto o cercato.

Variabili nominali

- Facoltà.
- Tipo di maturità.
- Esperienze lavorative pre-laurea.
- Ramo di attività economica attualmente svolta o cercata.
- Posizione professionale attuale o cercata.
- Abilitazione all'esercizio della professione o all'insegnamento
- Modalità di ricerca del lavoro.
- Conoscenza prospettive post laurea (variabile nominale ordinabile).

Alcune variabili sono di tipo quantitativo (come, ad esempio, il punteggio, su scala 0-100, attribuito all'adeguatezza della formazione universitaria ricevuta) o misurate su scala ordinale, ma molte altre variabili sono di tipo dicotomico, come il conseguimento dell'abilitazione alla professione o all'insegnamento, o qualitative sconnesse, come la classificazione delle carenze riscontrate nelle competenze fornite nel corso della formazione universitaria.

Dovendo utilizzare un modello LISREL per le successive analisi e poiché i modelli ad equazioni strutturali, a causa dell'assunzione di normalità delle variabili latenti⁴, non prevedono l'uso di variabili categoriali, si è resa necessaria una quantificazione delle variabili osservate tramite un metodo di *Optimal Scaling*.

Data una popolazione di n soggetti descritta da un insieme di m variabili $x_1 \dots x_j \dots x_m$, l'*Optimal Scaling* è una procedura che, per ogni variabile x_j perviene alla quantificazione categoriale ω_j , che consente di applicare tecniche statistiche valide solo per dati quantitativi (virtualmente continui)⁵. I metodi O.S. si basano generalmente sulla minimizzazione di una *loss function* specificata ad hoc rispetto ai parametri di interesse (categorie) e si differenziano tra loro per la funzione obiettivo.

Viene definito innanzitutto uno scalare g_{ijh} che assume il valore 1 oppure 0 a seconda che l' i -esimo individuo rientri o non rientri nella h -esima categoria della variabile x_j ; il vettore g_{jh} è dato da tale scalare esteso a tutti gli individui in relazione alla categoria h di x_j . Considerando tutte le categorie di x_j , i vettori colonna g_{jh} originano la matrice-indicatore G_j di dimensioni $n \times k_j$. Estendendo la procedura a tutte le m variabili categoriali otteniamo la matrice-indicatore completa o *disgiuntiva completa* $G = [G_1 \dots G_j \dots G_m]$, di ordine $n \times K$, ove $K = \sum_j k_j$.

In tal modo, ogni variabile categoriale osservata viene specificata come prodotto di una matrice-indicatore (nota) e di un vettore $\omega_j = [\omega_{j1} \dots \omega_{jh} \dots \omega_{jk_j}]'$ di parametri di scaling che, una volta stimati ($\hat{\omega}_{jh}$), originano le variabili quantitative ricercate:

$${}^{os}x_j = G_j \hat{\omega}_j \quad \text{o, equivalentemente,} \quad {}^{os}x_j = \sum_{h=1}^{k_j} g_{jh} \hat{\omega}_{jh} \quad (j=1, 2, \dots, p)$$

(ove l'apice "OS" indica la variabile "optimal scaled"). Estendendo la procedura a tutti gli n elementi della popolazione ed a tutte le variabili, si ottiene la matrice dei punteggi individuali "optimally scaled" ${}^{os}X = ({}^{os}X_1, {}^{os}X_2, \dots, {}^{os}X_m)$.

⁴ In tali casi, le stime dei parametri del modello LISREL con il metodo della massima verosimiglianza sono asintoticamente distorte, a causa della violazione dell'ipotesi di normalità delle variabili latenti e, implicitamente, delle variabili osservate (Browne, 1984). Tale problema viene parzialmente superato con l'uso di funzioni di perdita non parametriche, come WLS (minimi quadrati pesati), GLS (minimi quadrati generalizzati) ULS (minimi quadrati non pesati). Per una più esauriente disamina delle problematiche legate all'uso dei modelli ad equazioni strutturali in presenza di variabili osservate categoriali, ordinali o comunque per variabili latenti non normali, cfr., ad esempio, Lovaglio, 2000.

⁵ Le variabili x_j e ω_j sono definite con notazione vettoriale, le prime perché riferite agli n individui, le altre perché composte da k_j categorie.

La stima dei vettori ω_j avviene generalmente massimizzando una funzione obiettivo, con vincoli di identificazione, o, come si è detto, minimizzando una funzione di perdita. Per un approccio più coerente e concettualmente solido (cfr., ad es., Vittadini, 1999), è opportuno stimare simultaneamente le quantificazioni delle variabili categoriali ed i parametri del modello⁶, ottimizzando direttamente la funzione obiettivo oppure rispetto ai parametri di scaling ed al modello prescelto, come fanno i metodi ALSOS, acronimo di *Alternative Least Squares Optimal Scaling* (De Leeuw, Young and Takane, 1976; Young, Takane and De Leeuw, 1978).

Fra le diverse procedure ALSOS disponibili, abbiamo utilizzato la CATPCA (CATegorical Principal Component Analysis), un algoritmo non parametrico utilizzante come metodo di quantificazione le componenti principali delle variabili trasformate, ottimizzate nello spazio fattoriale p-dimensionale ($p \leq m$). (De Leeuw and Meulman, 1986; Meulman and Heiser, 1999)

La procedura di ottimizzazione, nel caso più semplice (nessuna ponderazione per casi o variabili, niente variabili supplementari o multiple), stima in modo iterativo i parametri di scaling ω_j minimizzando la funzione

$$\sigma(\mathbf{Y}; \mathbf{\Omega}) = n^{-1} \sum_j^m \text{tr}[(\mathbf{Y} - \mathbf{G}_j \mathbf{\Omega}_j)' \mathbf{M}_j (\mathbf{Y} - \mathbf{G}_j \mathbf{\Omega}_j)],$$

ove la matrice \mathbf{M}_j è una matrice diagonale (di rango $n \times n$) i cui elementi diagonali valgono 0 se l'i.ma osservazione è mancante, 1 altrimenti, mentre \mathbf{Y} (d'ordine $n \times p$) rappresenta le variabili riscalate in p dimensioni (punteggi fattoriali), con i vincoli di normalizzazione e di centratura (ponendo \mathbf{u} vettore unità di dimensione n e $\mathbf{M} = \sum_j \mathbf{M}_j$):

$$\mathbf{Y}' \mathbf{M} \mathbf{Y} = n \mathbf{I}_p, \quad \mathbf{u}' \mathbf{M} \mathbf{Y} = \mathbf{0} . \quad [1]$$

L'algoritmo parte da una stima iniziale di \mathbf{Y} che soddisfi tali vincoli (salvo diversamente specificato, numeri casuali standardizzati e centrati); i pesi fattoriali iniziali \mathbf{a}_j sono calcolati come prodotto incrociato fra $\hat{\mathbf{Y}}$ e le variabili originali (codifiche categoriali) centrate e riscalate: ${}^c \mathbf{x}_j = [\mathbf{I}_n - \mathbf{M}_j \mathbf{u} \mathbf{u}' / (\mathbf{u}' \mathbf{M}_j \mathbf{u})] \mathbf{x}_j$, con $j = 1, 2, \dots, m$ (De Leeuw, Young and Takane, 1976; Meulman and Heiser, 1999).

Il primo passo dell'iterazione consiste, posta $\mathbf{D}_j = \text{diag}(\mathbf{G}_j' \mathbf{G}_j)$, nel calcolare

$$\hat{\mathbf{\Omega}}_j = \mathbf{D}_j^{-1} \mathbf{G}_j' \hat{\mathbf{Y}} . \quad [2]$$

Si ottengono così le prime quantificazioni di categoria⁷, che vengono poi normalizzate con $\hat{\omega}_j^\perp = \hat{\omega}_j \sqrt{n / (\hat{\omega}_j' \mathbf{D}_j \hat{\omega}_j)}$ allo scopo di calcolare i nuovi pesi fattoriali: $\mathbf{a}_j = (\mathbf{\Omega}_j' \mathbf{D}_j \hat{\omega}_j^\perp) / n$. Tramite la matrice normalizzata delle stime di scaling

⁶ Come mostrato da vari autori (Bradley et al., 1962; Kruskal, 1965; de Leeuw et al., 1976), infatti, l'approccio adottato per lo *scaling* non è separabile dagli scopi della ricerca, cosicché la quantificazione va ottenuta all'interno di un modello statistico specificato a priori.

⁷ Se si tratta di variabili categoriali, si usano direttamente i pesi fattoriali: $\hat{\omega}_j = \hat{\mathbf{\Omega}}_j \mathbf{a}_j$; se le variabili originarie sono ordinali, le $\hat{\omega}_j$ sono ottenute tramite una regressione monotona delle $\mathbf{\Omega}_j \mathbf{a}_j$ ponderata con gli elementi diagonali di \mathbf{D}_j , mentre se sono numeriche viene utilizzata una regressione lineare ponderata.

$\hat{\Omega}_j^\perp = \hat{\omega}_j^\perp \mathbf{a}_j'$ si può ora calcolare la matrice $\hat{\mathbf{Y}} = [\mathbf{I}_n - \mathbf{M}\mathbf{u}\mathbf{u}' / (\mathbf{u}'\mathbf{M}\mathbf{u})] (\sum \mathbf{M}_j \mathbf{G}_j \hat{\Omega}_j^\perp)$. Dopo la verifica della convergenza della funzione obiettivo al minimo, si procede a chiudere il ciclo oppure a riprendere l'algoritmo, dopo aver ortogonalizzato $\hat{\mathbf{Y}}$ tramite *Singular Value Decomposition* (cfr., ad es., Delvecchio 1992), ripartendo dalla [2].

Le stime $\hat{\omega}_j$ relative all'ultima iterazione costituiscono, finalmente, le quantificazioni cercate delle varie categorie, tramite cui calcolare le variabili $^{os}\mathbf{x}$.

Prima di eseguire la procedura di scaling, per facilitare l'interpretazione dei risultati, le singole modalità delle variabili categoriali sconnesse sono state disposte in ordine non decrescente rispetto alla percentuale di occupati. Il risultato di tale operazione è mostrato in Tab. 3.

Tabella 3. Distribuzione percentuale degli intervistati secondo la condizione lavorativa, in base ad alcune loro caratteristiche*.

Caratteristiche	Condizione lavorativa		Caratteristiche	Condizione lavorativa	
	Non occupato	Occupato		Non occupato	Occupato
<i>Facoltà di laurea</i>			<i>Ramo di attività attuale o cercata</i>		
Medicina e Chirurgia	80,4	19,6	n.d.	85,0	15,0
Giurisprudenza	59,4	40,6	Pubbl. Amministrazione	64,9	35,1
Economia	42,3	57,7	Industria	64,1	35,9
Agraria	39,6	60,4	Commercio	46,8	53,2
<i>Tipo di diploma superiore</i>			Agricoltura	29,3	70,7
Linguistico	90,9	9,1	Altro settore	28,2	71,8
Altro diploma	71,4	28,6	Servizi	26,0	74,0
Classico	60,4	39,6	<i>Posizione professionale attuale/cercata</i>		
Scientifico	55,2	44,8	n.d.	98,1	1,9
Magistrale	51,6	48,4	Libero professionista.	61,5	38,5
Tecnico Commerciale	50,3	49,7	Imprenditore	50,0	50,0
Professionale	48,7	51,3	Impiegato/Dirigente	41,0	59,0
Tecnico Geometri	33,3	66,7	Lavoratore autonomo	35,0	65,0
<i>Conoscenza prospettive post-laurea (ordinale)</i>			Altra posizione	14,5	85,5
Sì, abbastanza bene	49,3	50,7	Docente/ricercatore	11,3	88,7
Sì, in modo generico	59,9	41,1	<i>Modalità di ricerca lavoro</i>		
No	48,4	51,6	n.d.	92,0	8,0
<i>Lavoro prima della laurea</i>			Giornali/Internet	86,3	13,7
Mai lavorato in preced.	56,5	43,5	Agenzie specializzate	80,9	19,1
Ha lavorato in preced.	48,1	51,9	Ufficio territor. impiego	79,7	20,3
<i>Abilitazione professionale/insegnamento</i>			Invio curriculum	40,1	59,9
Non abilitato	60,0	40,0	Concorsi/selezioni	36,8	63,2
Abilitato	31,5	68,5	Contatti personali	29,0	71,0
			Altre modalità di ricerca	13,6	86,4
			Segnalazioni	9,8	90,2
In complesso	53,0	47,0	Chiamate dirette	-	100,0

* Le percentuali di occupati/non occupati complessive non corrispondono a quelle della Tab 1 in quanto riferite ai soli 2.084 intervistati delle Facoltà considerate che hanno fornito coerente risposta alle domande.

La procedura di scaling ottimale ha permesso, in conclusione, di quantificare ogni modalità qualitativa, nello spazio vettoriale definito da queste e dall'insieme delle variabili quantitative, ottimizzando il risultato ai fini della spiegazione della varianza originaria da parte delle prime componenti principali.

Come si evince dalla Tab. 4, soltanto cinque componenti fanno rilevare autovalori maggiori dell'unità, e risultano quindi più significative delle variabili originarie che le compongono; ognuna di esse spiega oltre il 7% della variabilità complessiva e tutte insieme giungono a spiegarne il 56% (che è la quota di variabilità spiegata più bassa che è qui opportuno prendere in considerazione).

Per la migliore definizione ed identificazione delle variabili latenti, o fattori, si è proceduto ad una rotazione degli assi fattoriali, con metodo Varimax. Il primo fattore, nello spazio fattoriale ruotato, spiega da solo il 15,1% della variabilità, mentre il quarto ed il quinto fattore, singolarmente, spiegano circa l'8% della variabilità.

Proviamo ora ad identificare queste cinque *variabili latenti* con l'ausilio della Tab. 5, in cui sono riportati i coefficienti fattoriali maggiori di 0,33 in valore assoluto.

Il *primo fattore* è correlato con il voto di laurea e di maturità, mentre presenta una correlazione opposta con l'età alla laurea ed il numero di anni fuori corso al momento della laurea. In pratica, il primo fattore viene influenzato direttamente dalle valutazioni ricevute dall'intervistato, inversamente dal numero di anni impiegati per conseguire la laurea. Il primo fattore può essere quindi identificato con la prepara-

Tabella 4. *Varianza spiegata dalle componenti principali e dai fattori ruotati*.*

Componenti	Pesi delle componenti non ruotate			Pesi dei fattori ruotati		
	Autovalori	% di varianza	% varianza cumulata	Autovalori	% di varianza	% varianza cumulata
1	2,55	17,0	17,0	2,28	15,2	15,2
2	1,94	12,9	30,0	1,89	12,6	27,8
3	1,68	11,2	41,2	1,81	12,1	39,9
4	1,13	7,5	48,7	1,25	8,3	48,2
5	1,10	7,3	56,0	1,17	7,8	56,0
6	0,98	6,5	62,6			
7	0,91	6,1	68,7			
8	0,83	5,5	74,2			
9	0,71	4,8	78,9			
10	0,71	4,7	83,7			
11	0,66	4,4	88,0			
12	0,58	3,9	91,9			
13	0,46	3,1	95,0			
14	0,41	2,8	97,7			
15	0,34	2,3	100,0			

* Estrazione con Analisi delle componenti principali. Rotazione con Metodo Varimax.

Tabella 5. *Coefficienti ottenuti con l'analisi fattoriale delle variabili optimally scaled tramite CATPCA per gli intervistati laureati nelle Facoltà dell'Ateneo foggiano.*

Variabili	Comunalità	Componente				
		1	2	3	4	5
Età alla laurea	0,70	-0,70				-0,44
Anni trascorsi fra laurea e primo lavoro	0,65		0,75			
Abilitazione a professione/insegnamento	0,64		0,67	-0,37		
N. di anni fuori corso	0,63	-0,68	-0,34			
Voto di laurea	0,62	0,77				
Anni di sospensione fra diploma e immatricolaz.	0,60					-0,73
Conoscenza prospettive post-laurea	0,59				0,77	
Posizione professionale attuale/cercata	0,55			0,71		
Modalità di ricerca lavoro	0,55		0,66			
Voto di maturità	0,54	0,70				
Ramo di attività attuale/ricercato	0,53		0,50	0,45		
Lavoro prima della laurea	0,53				-0,68	
Facoltà	0,52			0,67		
Tipo di diploma	0,43			0,52		
Punteggio adeguatezza preparazione universitaria	0,34					-0,47

zione dei laureati e con il tempo utilizzato per completare il percorso di studio, ovvero con il *curriculum formativo* dei laureati intervistati.

Il *secondo fattore* è molto legato agli anni trascorsi tra laurea e primo lavoro, al possesso di una abilitazione professionale o all'insegnamento, alle modalità di ricerca del lavoro; in modo meno rilevante, è legato anche al ramo di attività economica in cui si è trovato oppure cercato lavoro. Tutte queste variabili hanno in comune il fatto di essere connesse ad azioni intraprese dopo il conseguimento della laurea, per cui detto fattore può essere denominato *attività post-laurea*.

Il *terzo fattore*, invece, risulta connesso direttamente con la posizione professionale conseguita o cercata, con la facoltà ed il tipo di diploma, e, in misura inferiore, con il ramo di attività. Risulta, quindi, fortemente influenzato dall'iter formativo seguito, ma anche dall'orientamento in campo lavorativo, per cui si è ritenuto opportuno denominarlo *orientamento formativo-professionale*.

Il *quarto fattore* è correlato in misura cospicua con la conoscenza, al momento dell'immatricolazione, delle prospettive post laurea del corso di studi scelto, ma anche, nel senso opposto, con il fatto che l'intervistato svolgesse o meno una attività lavorativa prima di laurearsi⁸. Per questo motivo abbiamo pensato di denominarlo *progetto lavorativo*.

⁸ Invero, come altrove verificato (cfr. Crocetta, d'Ovidio, 2003), l'aver svolto una attività lavorativa durante gli anni universitari aiuta molto nella ricerca del lavoro; nel caso in cui si trattasse di lavoro precedente all'iscrizione universitaria, tuttavia, si tenderà spesso a mantenere il posto di lavoro, tentando eventualmente di procedere nella carriera, ma senza sperimentare nuove strade.

Il *quinto fattore* è molto legato al numero di anni trascorsi fra il conseguimento della maturità e l'immatricolazione ed, in minor misura, all'età dell'intervistato al momento della laurea ed al punteggio attribuito all'adeguatezza degli studi compiuti rispetto all'attività lavorativa. È noto che gli studenti che si iscrivono all'università a distanza di tempo dal conseguimento della maturità hanno minori probabilità di conseguire la laurea in tempi brevi e che, comunque, il fattore età è importante per l'ottenimento del primo impiego (si pensi, ad esempio, ai numerosi bandi di concorso che prevedono un limite di età, nonché agli incentivi previsti in favore delle aziende che assumono lavoratori al disotto di un certa età). Una eventuale difficoltà nell'accedere ad un lavoro adatto alle proprie aspettative può, in costoro, influenzare la valutazione sull'adeguatezza della preparazione universitaria conseguita. Per questo motivo si è pensato di denominare detto fattore *discontinuità negli studi*.

I cinque fattori latenti sopra descritti sono stati il punto di partenza per la costruzione di un modello LISREL, che ha consentito di evidenziare le relazioni causali esistenti fra le variabili rilevate ed i fattori latenti e, soprattutto, fra questi ultimi.

4. I modelli con equazioni strutturali

I modelli *LISREL* rientrano nella categoria dei modelli con equazioni strutturali e sono molto utilizzati nello studio delle scienze sociali, in quanto utili per individuare l'azione di variabili latenti, non osservabili in modo diretto, su un determinato fenomeno: tipicamente, comportamenti, scelte, opinioni. Di solito i sistemi di equazioni strutturali vengono costruiti da relazioni molto semplici, aggiungendo di volta in volta variabili per rendere sempre più realistico il modello. Uno degli scopi per cui si costruiscono detti modelli è lo studio delle relazioni di causa-effetto del sistema studiato.

Utilizzando la Path Analysis (Wright, 1934) è possibile rappresentazione del modello tramite diagrammi di flusso in cui le variabili rilevate sono rappresentate mediante rettangoli, mentre le variabili latenti e le componenti erratiche sono racchiuse in forme ellittiche. Tali figure geometriche possono essere collegate con delle frecce indicanti l'esistenza di una relazione⁹.

Si distinguono i modelli *di misurazione*, che servono ad identificare e misurare le variabili latenti tramite le variabili osservate, dai modelli *strutturali*, che spiegano le relazioni causali tra le variabili latenti. Queste ultime possono essere di tipo "esogeno" se sono variabili di tipo esplicativo o "endogeno" se possono essere inter-

⁹ Per le relazioni di dipendenza il carattere antecedente è quello rappresentato nella figura da cui parte la freccia, mentre quello conseguente è quello indicato nel riquadro ove è puntata la freccia. Le relazioni di interdipendenza, invece, sono rappresentate con archi di circonferenza aventi frecce ad entrambe le estremità.

pretate anche come variabili risposta. Il modello LISREL (cfr., ad es., Jöreskog, 1973, 1977; Wiley, 1973; Bollen, 1989) è definito come

$$\boldsymbol{\eta} = \mathbf{B} \boldsymbol{\eta} + \boldsymbol{\Gamma} \boldsymbol{\xi} + \boldsymbol{\zeta},$$

con le equazioni di misurazione date da

$$\mathbf{x} = \boldsymbol{\Lambda}_x \boldsymbol{\xi} + \boldsymbol{\delta} \quad \text{e} \quad \mathbf{y} = \boldsymbol{\Lambda}_y \boldsymbol{\eta} + \boldsymbol{\varepsilon}.$$

In detto modello, le quantità $\boldsymbol{\xi}$ e $\boldsymbol{\eta}$ sono, rispettivamente, le variabili causa ed effetto e di solito sono *variabili latenti*, non direttamente osservabili. Le quantità \mathbf{x} e \mathbf{y} , che invece possono essere osservate e misurate, sono variabili legate linearmente a $\boldsymbol{\xi}$ e $\boldsymbol{\eta}$ attraverso le matrici dei pesi fattoriali $\boldsymbol{\Lambda}_x$ e $\boldsymbol{\Lambda}_y$; $\boldsymbol{\Gamma}$ è la matrice dei coefficienti della variabile causa nella relazione strutturale, $\boldsymbol{\zeta}$ è il vettore dei disturbi casuali nella relazione strutturale tra $\boldsymbol{\eta}$ e $\boldsymbol{\xi}$, mentre $\boldsymbol{\delta}$ e $\boldsymbol{\varepsilon}$ sono i vettori degli errori di misurazione, rispettivamente, di \mathbf{x} e di \mathbf{y} . Inoltre $\boldsymbol{\zeta}$, $\boldsymbol{\varepsilon}$ e $\boldsymbol{\delta}$ sono incorrelati fra loro, $\boldsymbol{\zeta}$ è incorrelato con $\boldsymbol{\xi}$, $\boldsymbol{\varepsilon}$ è incorrelato con $\boldsymbol{\eta}$ e $\boldsymbol{\delta}$ è incorrelato con $\boldsymbol{\xi}$. Si hanno, poi, le seguenti posizioni:

$$\begin{aligned} E(\boldsymbol{\zeta}) = E(\boldsymbol{\varepsilon}) = E(\boldsymbol{\delta}) = E(\boldsymbol{\xi}) = E(\boldsymbol{\eta}) = \mathbf{0}, \\ \text{Cov}(\boldsymbol{\zeta}) = \boldsymbol{\Psi}, \quad \text{Cov}(\boldsymbol{\varepsilon}) = \boldsymbol{\Theta}_\varepsilon, \quad \text{Cov}(\boldsymbol{\delta}) = \boldsymbol{\Theta}_\delta, \quad \text{Cov}(\boldsymbol{\xi}) = \boldsymbol{\Phi}, \end{aligned}$$

ove $\boldsymbol{\Phi}$ è la matrice $k \times k$ di covarianza dei fattori latenti e $\boldsymbol{\Theta}$ sono matrici diagonali di sole varianze.

Per la stima dei coefficienti e delle matrici di varianze e covarianze si possono usare varie tecniche. Gli stimatori più spesso utilizzati sono quelli di massima verosimiglianza proposti da Jöreskog (1973) e dei minimi quadrati generalizzati F_{GLS} (Jöreskog e Goldberger, 1975; Browne, 1974). Detti stimatori sono efficienti, consistenti ed invarianti (non dipendendo né dalla scala delle variabili osservate né dalla loro origine). Nel caso presente abbiamo utilizzato stimatori GLS perché più robusti quando non sia presumibile che la distribuzione delle variabili latenti sia normale (Browne, 1984)¹⁰.

I modelli LISREL possono essere utilizzati per analizzare contemporaneamente i dati provenienti da più sottogruppi consentendo quindi di effettuare confronti con gruppi di controllo o con gruppi sottoposti a trattamenti differenti. Tali analisi sono molto utili per determinare se la struttura del modello LISREL varia al variare dei diversi sottogruppi considerati.

È possibile imporre vincoli su alcuni o su tutti i parametri considerati, in modo che siano uguali fra tutti i gruppi. Se vogliamo effettuare un confronto fra due sottopopolazioni, per poter stimare ciascun gruppo separatamente è necessario che non vi siano vincoli; se invece i dati devono essere analizzati simultaneamente, per poter avere delle stime efficienti vanno imposti vincoli incrociati fra i gruppi (cfr., ad es., Bollen, 1989; Kline, 1998; Civardi e Zavarrone, 2000, 2002).

¹⁰ La quantificazione di ogni variabile categoriale, ottenuta con la procedura di Optimal Scaling, è riferita ad un numero limitato di modalità per cui è sconsigliabile assumere l'ipotesi di normalità delle variabili latenti.

La prima cosa da fare è verificare se le matrici di covarianza o di correlazione delle variabili osservate sono uguali per i due gruppi considerati.

Per verificare l'*uguaglianza delle matrici di correlazione* di \mathbf{x} , si deve imporre che $\Theta_{i,\delta} = \mathbf{0}$ e che le $\Lambda_{i;x}$ siano matrici diagonali delle deviazioni standard di \mathbf{x} , dove $i=1, 2$ indica il sottogruppo e $\mathbf{0}$ è un matrice nulla. Testare l'ipotesi di uguaglianza tra le matrici di correlazione equivale a verificare che $\Psi_1 = \Psi_2$, con Ψ_i matrici di correlazione tra i fattori latenti.

Se si rifiuta l'ipotesi di invarianza del modello senza alcuna restrizione si possono imporre dei vincoli via via più restrittivi per verificare le cause della mancata equivalenza. Si può innanzitutto testare l'ipotesi di *invarianza dei pesi fattoriali iniziali* per il modello di misura in ciascuno dei 2 gruppi considerati, oppure, nel caso in cui tale ipotesi non sia accettabile, si può testare la *prima ipotesi classica* sul modello strutturale, che prevede l'invarianza dei pesi fattoriali tra i gruppi.

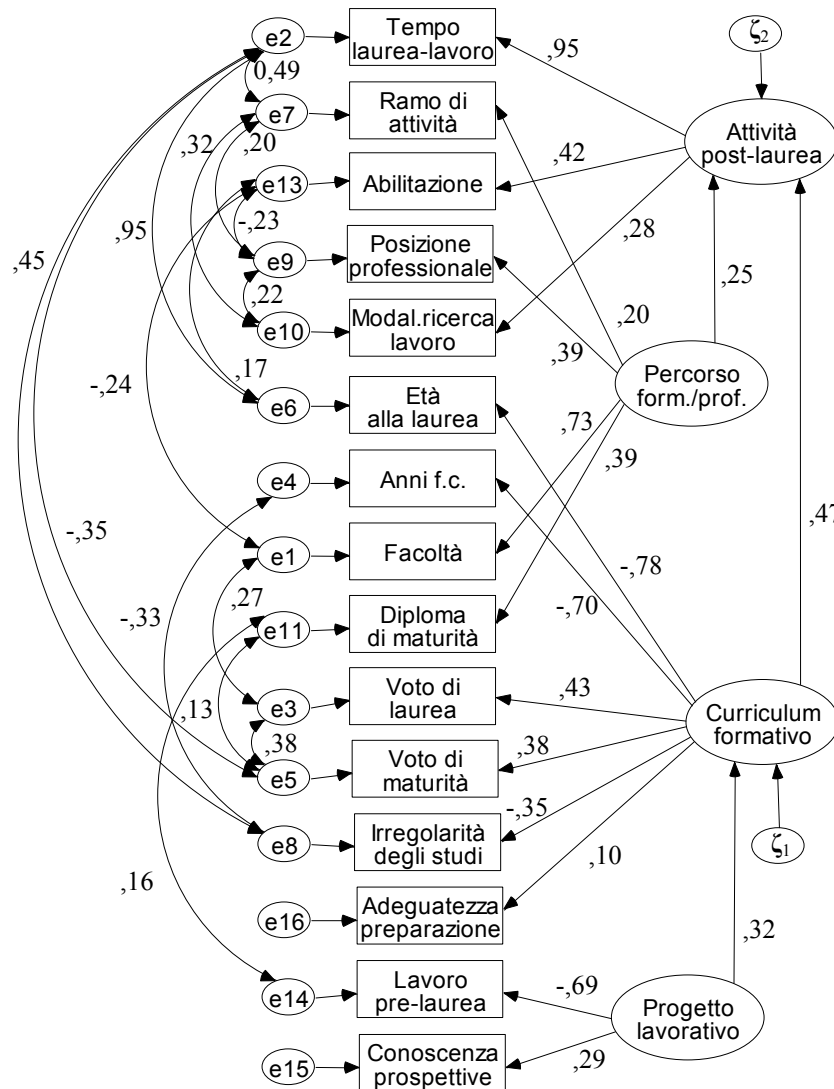
In caso di rifiuto delle ipotesi precedenti si può testare la *seconda ipotesi classica* del modello strutturale, ossia l'invarianza della covarianza dei fattori unici e dei pesi fattoriali. La *terza ipotesi classica* prevede, invece, il test di invarianza delle covarianze dei fattori unici e delle varianze dei fattori comuni e dei pesi fattoriali.

Volendo rendere ancora meno rigide le ipotesi, si può utilizzare la *prima ipotesi aggiuntiva* del modello strutturale, che prevede matrici di covarianza dei fattori unici invarianti e simmetriche con alcuni elementi uguali. Infine si può testare il caso con più vincoli, in cui le matrici di covarianza dei fattori unici sono invarianti e simmetriche con alcuni elementi uguali a zero. Questo caso è noto in letteratura come *seconda ipotesi aggiuntiva* del modello strutturale.

5. Un modello strutturale per la valutazione della modalità lavorativa dei laureati

Utilizzando i risultati discussi nel paragrafo 3, è stato costruito, per passi successivi, un modello LISREL per spiegare in un'ottica di *placement* le diverse variabili latenti evidenziate dall'analisi fattoriale realizzata sulle variabili sottoposte all'*optimal scaling*. Ovviamente detti risultati rappresentano solo il punto di partenza dell'analisi, in quanto per poter ottenere un modello con stime convergenti è stato necessario apportare piccole modifiche. Come si evince dalla Fig. 1, le variabili latenti utilizzate corrispondono ai fattori individuati tramite l'analisi fattoriale con la sola eccezione della variabile *discontinuità degli studi*, la cui importanza è stata ridimensionata avendo considerato le relazioni fra le variabili latenti (esogene ed endogene). Le variabili di partenza, invece, sono sempre quelle ottenute dalla quantificazione effettuata con la procedura di *optimal scaling*.

Figura 1. Modello LISREL per la descrizione della modalità lavorativa dei laureati presso l'Università di Foggia.



Il modello risultante dalla presente analisi¹¹ è configurato come una vera rete di relazioni ed è particolarmente complesso; perciò considereremo prima le principali correlazioni tra le variabili osservate inserite nel modello, per poi analizzare le singole componenti, iniziando dalle relazioni fra le variabili rilevate e le variabili latenti.

¹¹ Per la quale si è fatto riferimento sia alle risultanze dell'analisi esplorativa, sia alle relazioni suggerite dai *modification indices* forniti dal programma.

In un secondo momento ci soffermeremo sulle relazioni causali individuate tra queste ultime.

Fra le variabili osservate, quelle maggiormente correlate fra loro sono l'età alla laurea ed il tempo trascorso fra laurea ed primo lavoro ($r=0,95$); quest'ultima variabile è connessa anche al ramo di attività in cui il laureato cerca o trova lavoro ($r=0,49$) ed all'irregolarità negli studi ($r=0,41$). È interessante anche la relazione fra il voto di laurea ed il voto di maturità ($r=0,38$), nonché la correlazione fra il tipo di maturità conseguita e il tempo fra laurea e primo lavoro ($r=0,35$).

Le altre correlazioni considerate sono inferiori a 0,33 in valore assoluto, sono tutte significative e vanno mantenute nel modello per consentirne la convergenza o per migliorarne l'adattamento.

I pesi di regressione standardizzati riportati in figura mostrano il senso e l'intensità delle relazioni fra le variabili latenti e quelle rilevate. Tali relazioni sono leggermente diverse da quelle rivenienti dall'analisi esplorativa, a causa delle relazioni causali ipotizzate fra le variabili latenti e del mutamento di struttura dei fattori medesimi.

La prima componente trovata nel corso dell'analisi fattoriale era stata denominata *curriculum formativo* poiché correlata al voto di laurea ed al voto di maturità, ed in modo opposto all'età alla laurea e al numero di anni fuori corso; nel modello strutturale mantiene le stesse relazioni, a cui però si aggiunge una leggera connessione con la valutazione espressa sull'adeguatezza della preparazione universitaria e con l'irregolarità degli studi. Questa variabile latente è influenzata dal progetto lavorativo del laureato e, a sua volta, influenza le attività post-laurea.

La variabile latente *percorso formativo-professionale* viene misurata principalmente attraverso la Facoltà di appartenenza (con un peso di regressione pari a 0,73), mentre meno rilevante è il legame con il tipo di diploma di maturità, con la posizione professionale acquisita o cercata ed il ramo di attività della stessa.

Il fattore *progetto lavorativo* presenta un peso di regressione standardizzato positivo per il fattore conoscenza delle prospettive post laurea ed uno negativo (-0,69) per quanto riguarda il lavoro pre-laurea. Ha, inoltre, un'influenza non trascurabile (0,32) sulla variabile non osservata *curriculum formativo*.

Il fattore *attività post laurea* influenza tre variabili osservate: il tempo trascorso fra il conseguimento della laurea e l'inizio dell'attività lavorativa (0,95), il possesso di una abilitazione all'insegnamento o all'esercizio di una professione (0,42) e, in misura minore ma ancora sensibile, le modalità di ricerca del lavoro¹². A sua volta è influenzato direttamente dai fattori *curriculum formativo* (0,47) e *percorso formativo-professionale* (0,25) ed è quindi una variabile esogena del nostro modello.

¹² Rispetto all'analisi fattoriale esplorativa, mancano il ramo di attività, che qui effettivamente risulta avere una relazione più affidabile con il *percorso formativo-professionale*, e il numero di anni fuori corso.

In definitiva, l'occupabilità dei laureati di Foggia risulta essere fortemente influenzata dalle attività poste in essere dopo la laurea, dal curriculum formativo e dalle esperienze lavorative maturate.

Ovviamente lo scopo di tale modello è di ottenere una rappresentazione semplificata della realtà, in cui siano evidenziate le relazioni principali fra i diversi fattori e rappresenta il punto di partenza per una serie di analisi più approfondite.

Infatti, se si volessero ottenere delle stime attendibili sui tassi di occupazione o sulle probabilità di ingresso nel mondo del lavoro di laureati con determinate caratteristiche, si dovrebbero utilizzare metodologie più sofisticate e sarebbero necessarie informazioni più dettagliate.

Il modello ottenuto ha un buon adattamento, come indicato dalle statistiche riportate nella Tab. 6.

L'indice ECVI (dato dal rapporto fra il criterio informativo di Akaike ed il numero di gradi di libertà) è molto più vicino al valore minimo relativo al modello saturo (0,12) che non a quello di indipendenza (1,21), indicando che l'indice di discrepanza è piuttosto basso.

Il *goodness of fit index* (GFI) è dato dal complemento ad 1 del rapporto fra il minimo della funzione di discrepanza fra il modello ed il campione, nell'ipotesi che la variabilità dei gruppi sia nulla. Tale indice varia fra 0 e 1, ove il valore 1 indica il caso di adattamento perfetto. Il presente modello risulta quindi vicinissimo al massimo adattamento.

Il test AGFI (*adjusted goodness of fit test*) verifica l'adattamento del modello tenendo conto dei gradi di libertà disponibili per testare il modello; nel nostro caso, il valor 0,95 è molto vicino al valore 1, che indica un adattamento perfetto.

L'indice RMR (*root mean square residual*) è dato dalla radice quadrata della media degli scarti al quadrato fra la varianza campionaria e la sua stima ottenuta sotto l'ipotesi che il modello sia corretto. Ovviamente, quanto minore è tale indice tanto

Tabella 6. *Indici di adattamento del modello LISREL per la modalità lavorativa dei laureati presso l'Università di Foggia.*

Indici di adattamento	Modelli		
	Stimato	Saturo	di indipendenza
ECVI (<i>Expected Cross-Validation Index</i>)	0,26	0,12	1,21
GFI (<i>Goodness of Fit Index</i>)	0,97	1,00	0,84
AGFI (<i>Adjusted Goodness of Fit Index</i>)	0,95	-	0,82
RMR (<i>Root Mean Square Residual</i>)	0,06	0,00	0,21
RMSEA (<i>Root Mean Square error of Approximation</i>)	0,05	-	0,11
C_{MIN} (<i>Minimum value of discrepancy</i>)	450,70	-	2494,50
Gradi di libertà	72	-	105
N critico di HOELTER ($\alpha=0,05$)	429	-	109

migliore è l'adattamento. Nel nostro caso, anche RMR è molto più vicino al valore del modello saturo (0) di quanto lo sia al modello di indipendenza (0,21).

L'indice RMSEA non tiene conto della complessità del modello e quindi favorisce l'utilizzo di modelli più complessi, ma di regola un indice RMSEA pari o inferiore a 0,05 indica un buon accostamento dei dati al modello. Nel caso presente l'accostamento risulta molto buono (RMSEA=0,05).

Il valore dell'indice di discrepanza C_{MIN} è statisticamente significativo e la statistica N di Hoelter (1983), per un livello di significatività del 5%, è notevolmente maggiore della soglia critica raccomandata dall'autore ($N=200$), mentre per il modello di indipendenza tale statistica risulta molto inferiore al livello consigliato.

In conclusione, il modello elaborato appare ben rappresentare le relazioni esistenti nel sistema.

6. Un modello strutturale di invarianza fra i sessi

Una variabile che sembra spesso influire in modo considerevole sulle possibilità occupazionali dei laureati meridionali, nella fattispecie dei laureati dell'Università di Foggia, è il *genere*. All'interno del gruppo di laureati da noi analizzato, in effetti, lavora il 54,3 % dei maschi ed il 41,8% delle laureate¹³.

Il genere non può essere considerato, di per sé, come uno dei fattori determinanti l'occupazione ma è connesso ad una serie di ostacoli di tipo socio-economico che di fatto rendono più difficile l'ingresso nel mondo del lavoro delle donne, rispetto agli uomini. Il sesso appare, quindi, una *proxy* di fattori frenanti, come una minor possibilità di accettare o vedersi affidare ruoli di responsabilità, che richiedono un impegno totalizzante, oppure frequenti spostamenti e cambi di residenza, implicando anche una maggiore discontinuità dovuta ad assenze per motivi familiari (gravidezze, malattie infantili, ecc.).

In tale accezione, il genere influenza gli studenti universitari persino nella scelta del percorso formativo e della sede universitaria: vi sono facoltà, come quella di Lettere e Filosofia, con un tasso di mascolinità decisamente basso che testimonia una minor propensione dei maschi verso gli sbocchi occupazionali offerti da questo percorso di studi.

Un altro aspetto legato in qualche modo al sesso è la sede di iscrizione: da alcune indagini precedenti (Antonucci, Crocetta e Meccariello, 2002) è emersa una

¹³ Si tenga conto che, in una analisi di segmentazione in tema di *placement* occupazionale dei laureati di Foggia (Crocetta, d'Ovidio, 2003), detta variabile appariva, in un ramo dell'albero di classificazione, già al terzo livello, descrivendo appunto una situazione di maggior occupazione maschile. Tale situazione può essere ascritta, tuttavia, all'interazione della variabile "genere" con altre variabili.

maggior propensione delle donne a scegliere la sede universitaria più vicina al comune di residenza.

Per questi motivi abbiamo deciso di verificare se il modello LISREL, definito nel paragrafo precedente, è invariante rispetto al genere. L'applicazione della medesima struttura dei due gruppi di maschi e femmine ha prodotto immediatamente la convergenza del modello.

La prima ipotesi sottoposta a test prevede l'invarianza della struttura di correlazione tra i modelli stimati utilizzando separatamente i dati rilevati per i laureati (41,7% del campione) e quelli per le laureate (58,3%): ciò equivale a non porre alcun vincolo ad esclusione di quelli di base ($\Theta_{i,\delta} = \mathbf{0}$; $\Lambda_{i,x} = \mathbf{I}_p$; Φ matrice con tutti gli elementi della diagonale principale $\phi_{j,h}=1$).

Verificando questa ipotesi mediante il valore minimo della funzione di discrepanza, che, com'è noto, si distribuisce come un χ^2 , si rileva un valore di C_{MIN} pari a 44,1 con 11 g.d.l., che corrisponde ad un p-value < 0,0001: l'ipotesi di invarianza delle strutture di correlazione (ossia del modello di misura) va pertanto respinta.

Si deve passare pertanto a verificare l'ipotesi di invarianza *dei pesi fattoriali iniziali*, ed in questo caso l'indice di discrepanza è $C_{\text{MIN}}=5,6$ con 3 g.d.l. ($p=0,134$), per cui può essere accettata l'ipotesi di invarianza del modello strutturale.

Facendo riferimento agli indici di adattamento della Tab. 7, riferiti ai due modelli stimati congiuntamente ed indicati con la locuzione "modello di invarianza", appare evidente che l'adattamento rispetto al modello saturo non è peggiorato in modo sensibile, pur se la numerosità dei gruppi si è all'incirca dimezzata (la numerosità del subcampione femminile ammonta infatti a 1.215 laureate, mentre i loro colleghi maschi sono appena 869). Benché le relazioni fra le variabili latenti e quelle osservate siano cambiate in qualche misura, come evidenziato nella successiva Tab. 8, la struttura fattoriale da noi identificata, dunque, può essere considerata invariante.

Tabella 7. *Indici di adattamento del modello LISREL di invarianza dei pesi strutturali (rispetto al modello saturo ed al modello di indipendenza) per l'analisi della modalità lavorativa dei laureati e delle laureate presso l'Università di Foggia.*

Indici di adattamento	Modelli		
	di invarianza	saturo	di indipendenza
ECVI (<i>Expected Cross-Validation Index</i>)	0,34	0,23	1,26
GFI (<i>Goodness of Fit Index</i>)	0,97	1,00	0,84
AGFI (<i>Adjusted Goodness of Fit Index</i>)	0,95	-	0,81
RMR (<i>Root Mean Square Residual</i>)	0,07	0,00	0,22
RMSEA (<i>Root Mean Square error of Approximation</i>)	0,04	-	0,07
C_{MIN} (<i>Minimum value of discrepancy</i>)	524,40	-	2565,60
Gradi di libertà	147	-	210
N critico di HOELTER ($\alpha=0,05$)	701		200

Tabella 8. *Pesi di regressione standardizzati delle variabili osservate del modello LISREL per l'analisi della modalità lavorativa dei laureati e delle laureate presso l'Università di Foggia.*

Variabili osservate	Pesi standard.		Variabili osservate	Pesi standard.	
	M	F		M	F
<i>Progetto lavorativo</i>			<i>Percorso form./professionale</i>		
Conoscenza delle prospettive post laurea	0,26	0,35	Facoltà	0,78	0,72
Lavoro pre laurea	-0,78	-0,56	Posizione prof. attuale/cercata	0,43	0,39
<i>Curriculum formativo</i>			<i>Attività post laurea</i>		
Voto di laurea	0,44	0,40	Numero di anni trascorsi tra la laurea ed il primo lavoro	0,90	0,90
Voto di maturità	0,35	0,36	Abilitazione ad esercizio professione / insegnamento	0,45	0,46
Adeguatezza preparazione	0,05	0,13	Modalità di ricerca del lavoro	0,32	0,28
Irregolarità degli studi	-0,45	-0,19	Componenti latenti della variabile		
Numero di anni fuori corso	-0,64	-0,84	<i>Curriculum formativo</i>		
Età alla laurea	-0,75	-0,80	<i>Attività post laurea</i>		
Componenti latenti della variabile			Componenti latenti della variabile		
<i>Curriculum formativo</i>			<i>Attività post laurea</i>		
Progetto lavorativo	0,33	0,27	<i>Curriculum formativo</i>	0,49	0,47
			<i>Percorso form./professionale</i>	0,29	0,21

* Le variabili latenti evidenziate in grassetto sono endogene.

I due gruppi di laureati appaiono differenziarsi per pochi aspetti, come, ad esempio, il *lavoro pre-laurea* (più legato con la variabile latente *progetto lavorativo* per i maschi rispetto alle loro colleghe), le *prospettive post-laurea* (ove la situazione si presenta invertita), l'*irregolarità degli studi* ed il *numero di anni fuori corso*.

Le relazioni fra le variabili latenti differiscono in modo quasi insensibile tra i due sessi, come appurato nel corso della verifica dell'invarianza strutturale.

L'analisi sembra quindi confermare che l'approccio al mercato del lavoro dei laureati di sesso maschile è molto simile a quello delle laureate, mentre si notano differenze nell'atteggiamento verso la formazione universitaria, in quanto le donne si dedicano allo studio con più regolarità.

8. Conclusioni

Il presente lavoro ha cercato di fornire risposte alla domanda su quali possano essere le variabili, legate al percorso formativo ed alle competenze personali, che maggiormente influenzano tempi e modi di accesso al lavoro da parte dei laureati. I modelli

stimati in base alle caratteristiche dei laureati dell'Università di Foggia ci hanno permesso di misurare l'efficacia esterna della formazione universitaria e di studiare, in termini non monetari, gli effetti delle scelte compiute dai soggetti sulle loro opportunità di inserimento nel mercato del lavoro¹⁴.

Poiché, come è noto, la relazione tra formazione e lavoro è molto complessa¹⁵, abbiamo ritenuto opportuno porre maggiore attenzione al risultato osservato a livello di singolo studente (grado di apprendimento, capacità di inserimento nel lavoro, ammontare del capitale umano), ossia lo scopo finale a cui tende la didattica universitaria nell'attuale sistema socio-economico (Gori 2003).

In quest'ottica, è particolarmente utile un modello in grado di considerare contestualmente, grazie ad una opportuna procedura di scaling ottimale, variabili quantitative, ordinali e categoriali, nonché di analizzare le variabili latenti che influenzano sulla transizione Università-lavoro.

I modelli elaborati, sia quello stimato per l'intero campione sia quelli stimati per verificarne l'invarianza rispetto al genere, hanno evidenziato la robustezza delle stime, registrando un buon livello di accostamento, il che ci consente di porre una ragionevole fiducia nell'attendibilità della nostra analisi e nelle ipotesi proposte.

L'analisi ha posto in luce che la variabile latente più influente sul *placement* e sul successo nel mondo lavorativo è l'*attività post laurea*, che a sua volta dipende dal *percorso formativo-professionale* scelto, dal *curriculum* ed, indirettamente, dal *progetto lavorativo*.

Risultati che, peraltro, non risultano significativamente differenti fra maschi e femmine. Ciò non vuol dire, tuttavia, che scelte e vincoli siano esattamente uguali fra i sessi, ma solo che le relazioni fra loro e le variabili latenti sono del medesimo ordine, e che la struttura mentale che è alla base delle decisioni è simile fra laureati e laureate.

¹⁴ Ciò in quanto, nel porre in relazione la professionalità dei laureati con le esigenze del mercato del lavoro, hanno significato soprattutto "l'ampiezza e la solidità delle competenze della figura professionale formata, l'adattabilità alle situazioni in cui si inserisce, la propensione ad imparare dall'esperienza, la propensione ad evolvere per favorire il passaggio da mansioni realizzative a mansioni dirigenziali" (Fabbris, 2003).

¹⁵ Il grado di conoscenza determinato dal processo formativo ed il conseguente incremento di capacità d'inserimento lavorativo sono "experience goods", il cui effetto, in genere, è valutabile solo ex-post e a diversi intervalli temporali (Gori e Vittadini, 1999). I risultati del processo di formazione (ad es., qualifica e tipologia di occupazione conseguita), così come le risorse possono essere misurati in quantità monetarie o fisiche (ad es., ore di lezione, numero di laureati ecc.), così da costruire indici di produttività per processi, strutture, risultati, estendendo al caso universitario tecniche aziendalistiche tipiche dei processi industriali (Bini, 1999). Tuttavia, un maggior numero di lezioni, esercitazioni ecc. non significa necessariamente un maggior livello di apprendimento dello studente ed una migliore qualificazione del laureato nel mondo del lavoro (Vittadini, 2001).

Riferimenti bibliografici

- BINI M. (1999) *Valutazione dell'efficacia dell'istruzione universitaria rispetto al mercato del lavoro*, Rapporto di Ricerca 3/99, Comitato Nazionale per la Valutazione del Sistema Universitario. MIUR, Roma.
- BOLLEN K. A. (1989) *Structural Equations with Latent Variables*, Wiley & Sons, New York-Toronto.
- BRADLEY R.A., KATTY S.K., COONS I.J., (1962), Optimal scaling for ordered categories, *Psychometrika*, **27**: 355-374.
- BROWNE M. W. (1974) Generalized least-squares estimators in the analysis of covariate structures, *South African Statistical Journal*, **8**: 1-24.
- BROWNE M. W., (1984) Asymptotically Distribution-Free Methods for the Analysis Of Covariance Structures, *British Journal of Math.Stat.Psychology*, **37**: 62-83
- BYRNE B.M. (2001) *Structural equation modeling with AMOS: Basic concepts, applications and programming*, Erlbaum, Mahwah, NJ.
- ANTONUCCI L., CROCETTA C., MECCARIELLO I. (2002) *La popolazione studentesca e l'Università di Foggia, Indagine sulle aspettative degli studenti dopo la riforma*, Uniongrafica Corcelli ed., Bari.
- CIVARDI M., ZAVARRONE E. (2000) Il ricorso a modelli invarianti per valutare la qualità della didattica. In: M. CIVARDI e L. FABBRIS (a cura di), *Valutazione della didattica con sistemi computer assisted*, CLEUP, Padova: 179-189.
- CIVARDI M., ZAVARRONE E. (2002) Modelli strutturali multigruppo per l'analisi dei tempi di permanenza nel sistema universitario. In: G. PUGGIONI (a cura di), *Modelli e metodi per l'analisi di rischi sociali e sanitari*, CLEUP, Padova: 1-20.
- CROCETTA C., D'OVIDIO F. (2003) La valutazione dell'inserimento lavorativo dei laureati all'Università di Foggia attraverso un'analisi di segmentazione. In: M. Civardi (a cura di), *Transizione Università-Lavoro: la definizione delle competenze*, CLEUP, Padova: 111-132.
- CROCETTA C., D'OVIDIO F. (2004) La soddisfazione nella transizione Università-lavoro - Un modello ad equazioni strutturali. In: E. AURELI CUTILLO (a cura di), *Strategie metodologiche per lo studio della transizione Università-Lavoro*, CLEUP, Padova: 159-187.
- DE LEEUW J. (1984), *Canonical Analysis of categorical data*, 2nd ed. DSWO Press, Leiden (NL).
- DE LEEUW J., MEULMAN J.J. (1986). Principal component analysis and restricted multidimensional scaling. In: W. GAUL & M. SCHADER (Eds.), *Classification as a tool of research*, Amsterdam (NL): 83-96.

- DE LEEUW J., VAN RIJKEVORSEL J. (1980), Homals e Princals, Some Generalizations of Components Analysis. In: E. DIDAY, Y. ESCOUFIER, L. LEBART, J. P. PAGES, Y. SCHEKTMAN, R. TOMASSONE (eds.), *Data Analysis and Informatics*, Amsterdam (NL): 231-241.
- DE LEEUW J., YOUNG F.W., TAKANE Y. (1976) Additive Structure in Qualitative Data: an Alternative Least Squares Method with Optimal Scaling Features, *Psychometrika*, 41: 471-504.
- FABBRIS L. (1997) *Statistica multivariata. Analisi esplorativa dei dati*, McGraw-Hill, Milano.
- FABBRIS L. (2003) Il monitoraggio dell'inserimento occupazionale e professionale dei laureati e dei diplomati dell'Università di Padova, *Quaderno Pharos n.6*, Osservatorio sul Mercato Locale del lavoro, CLEUP, Padova.
- GORI E., VITTADINI G. (1999) (a cura di) *Qualità e valutazione nei servizi di pubblica utilità*, ETAS, Milano.
- GORI E. (2003) Quali prospettive dalla ricerca sulla qualità e l'efficacia della scuola per la costruzione di sistemi di accountability dell'istruzione, *Non Profit n. 2*, Maggioli, Rimini.
- HOELTER J. W. (1983) The analysis of covariance structures, *Sociological Methods and Research*, 11: 325-344.
- KLINE R. B. (1998) *Principles and practice of structural equation modeling*, The Guilford Press, New York.
- KRUSKAL J. B. (1964) Multidimensional scaling by optimizing goodness of fit to a nonmetric hypothesis, *Psychometrika*, 29: 1-27.
- KRUSKAL J. B. (1965) Analysis of factorial experiments by estimating monotone transformations of the data, 1965, *Journal of Royal Statistical Society, Series B*, 27: 251-263.
- JÖRESKOG K. G. (1973) A general method for estimating a linear structural equation system, in A S. GOLDBERGER AND O. D. DUNCAN, (eds), *Structural equation Models in the Social Sciences*, Academic Press, New York: 85-112.
- JÖRESKOG K. G. (1977) Structural equation models in the social sciences, in P.R. KRISHNAIAH (ed.), *Application of Statistics*, Amsterdam (North Holland): 265-287.
- JÖRESKOG K. G., GOLDBERGER A. S. (1975) Estimation of a model with multiple indicators and multiple causes of a single latent variable, *Journal of the American Statistical Association*, 70: 631-639.
- LOVAGLIO P. G. (2000), *Modelli con variabili latenti e indicatori di tipo misto*, tesi per Dottorato di Ricerca in Statistica Metodologica, Università degli Studi di Trento.
- MEULMAN J. J., HEISER W. J. (1999). *Categories 10.0*. SPSS Inc., Chicago.
- SÖRBOM D. (1989) Model modification, *Psychometrika*, 54: 371-384.

- VITTADINI G. (1989) Indeterminacy problems in the Lisrel Model, *Multivariate Behavioral Research*, vol.24, 4: pp.397-414.
- VITTADINI G. (1999), Analysis of Qualitative Variables in Structural Models with Unique Solutions. In: M. VICHI, O. OPITZ (eds.), *Classification and Data Analysis: Theory and Application*, Series Classification Data Analysis and Knowledge Organization, Springer Verlag, Heidelberg.
- VITTADINI G. (2001), Linee guida per la valutazione dell'efficienza esterna della didattica mediante il Capitale Umano. In: E. AURELI CUTILLO (a cura di), *Strategie metodologiche per lo studio della transizione Università-Lavoro*, CLEUP, Padova: 375-395.
- WILEY D.E. (1973) The identification problem for structural equation models with unmeasured variables, in A.S. GOLDBERGER AND O.D. DUNCAN, (eds), *Structural equation Models in the Social Sciences*, New York, Academic Press: 69-83.
- WRIGHT S. (1934), The methods of Path Coefficients, *Annals of Mathematical Statistics*, 5: 161-215.
- YOUNG F.W., TAKANE Y., DE LEEUW J. (1978) The Principal Component of Mixed Measurement Level Multivariate Data: an Alternating Least Squares Method with Optimal Scaling Features, *Psychometrika*, 43: 279-281.
- ZAVARRONE E. (2003) Ricerca di fattori latenti per il rischio di abbandono degli studi universitari. In: L. FABBRIS (a cura di), *LAIID-OUT scoprire i rischi con l'analisi di segmentazione*, Cleup, Padova: 41-54.

A structural equation model to analyse the determinants of the employment of graduates in the University of Foggia

Summary: *The purpose of this study is to investigate the strategies used by graduates of the University of Foggia to enter the labour market. Using both quantitative and qualitative variables, quantified by means of optimal scaling, a structural equation model has been created to analyse the relations between latent variables tied to the university experience, preparation, expectations, flexibility, methods of job searching, etc. Furthermore, we have verified that the correlation structure between these latent variables remains constant if female and male graduates are considered separately.*

Keywords: *Graduates, Labour market, University of Foggia, Factorial analysis, Structural equation models, Optimal Scaling, CATPCA, LISREL.*