

Gli effetti della riforma universitaria sui tempi di conseguimento del titolo

Bruno Chiandotto, Caterina Giusti¹

Dipartimento di Statistica "G. Parenti" - Università degli Studi di Firenze

Riassunto. In questo lavoro si analizza il fenomeno dei tempi di conseguimento della laurea, con riferimento alla riforma dei cicli e degli ordinamenti didattici dell'università italiana. Attraverso i dati raccolti dal Consorzio *ALMALAUREA* relativamente ai laureati nel 2004 in 35 atenei italiani, si distinguono due contingenti di laureati: coloro che sono rimasti iscritti al vecchio ordinamento e coloro che immatricolatisi nel vecchio, hanno optato per il trasferimento ed hanno conseguito il titolo secondo il nuovo ordinamento. Confrontando la durata degli studi nei due gruppi, si procede ad una misura dell'eventuale effetto della riforma universitaria sul fenomeno, sia attraverso l'esame del dato grezzo (indice di durata), sia sui dati "depurati" dall'effetto di fattori individuali attraverso la stima di *modelli lineari gerarchici a due livelli*. L'applicazione tiene conto del fatto che i laureati (unità di primo livello) risultano aggregati in gruppi disciplinari (unità di secondo livello).

Parole chiave: Tempi di conseguimento del titolo, Riforma universitaria, Modelli multilivello, Regressione lineare gerarchica.

1. Introduzione

Con l'anno accademico 2001/02 ha preso avvio la riforma dei cicli e degli ordinamenti didattici dell'università italiana che ne ha sostanzialmente modificato, rispetto al passato, la natura. Le ragioni per cui si è arrivati ad una così profonda trasformazione sono molteplici; determinante è stata certamente la constatazione, ormai conso-

¹ Il presente lavoro è stato realizzato nell'ambito del PRIN 2002, cofinanziato dal MIUR "Transizioni Università-lavoro e valorizzazione delle competenze professionali dei laureati: modelli e metodi di analisi multidimensionali delle determinanti". Coordinatore nazionale è Luigi Fabbris, coordinatore del gruppo di Firenze è Bruno Chiandotto (titolo del progetto dell'unità di ricerca locale "Valutazione del processo formativo universitario, sbocchi professionali e pianificazione dei percorsi formativi: modelli e metodi"). L'idea iniziale, la struttura, l'impostazione e la stesura del lavoro sono dovuti al contributo di entrambi gli autori, mentre le elaborazioni sono state svolte da C. Giusti.

lidatasi da tempo, che il numero relativo di laureati in Italia risulta tra i più bassi d'Europa, con una durata effettiva degli studi mediamente molto più alta di quella legale ed una percentuale di abbandoni collocata su livelli assai preoccupanti.

A distanza di quasi quattro anni dall'avvio della riforma, i pareri sul suo impatto risultano ancora contrastanti; diviene utile, allora, procedere ad un'attenta ed approfondita analisi del materiale informativo disponibile e/o acquisibile per giungere ad una valutazione il più possibile "oggettiva" dello stato di avanzamento della riforma stessa. La ricchezza della documentazione messa a disposizione dal Consorzio *ALMALAUREA*² sul profilo dei laureati costituisce sicuramente un'imprescindibile base empirica per l'analisi del funzionamento del sistema universitario e per ideare e attuare interventi migliorativi.

Utilizzando i dati raccolti dall'indagine che ha coinvolto 138019 laureati che hanno concluso gli studi nel 2004 nei 35 Atenei presenti da almeno un anno in *ALMALAUREA*, si vuol procedere ad un approfondimento conoscitivo rispetto a quanto già riportato nel volume "*Profilo dei Laureati 2004*" predisposto dal Consorzio *ALMALAUREA*. L'aspetto trattato è la misura dell'eventuale impatto della riforma nei confronti di uno dei punti maggiormente critici del sistema universitario italiano, i tempi di conseguimento del titolo.

Il secondo paragrafo di questa nota è dedicato ad una sintetica illustrazione delle principali ipotesi di lavoro cui si è fatto riferimento; in particolare, si descrive il processo di selezione che ha portato alla formazione di due distinti contingenti di laureati.

Nel terzo paragrafo si analizza il fenomeno dei tempi di conseguimento del titolo, operando anche un confronto tra le *performance* di coloro che sono rimasti al vecchio ordinamento (*laureati pre-riforma*) e coloro che invece sono passati al nuovo (*laureati "misti"*). Attraverso quest'ultimo confronto si cerca di trarre una prima conclusione sull'effetto che la riforma ha avuto sui vari gruppi disciplinari in termini di durata degli studi universitari.

Successivamente, facendo sempre riferimento ai due distinti contingenti di laureati, per pervenire alla misura dell'effetto "netto" eventualmente esercitato da possibili determinanti individuali sulla durata degli studi, e per cercare di stimare

² Il Consorzio interuniversitario *ALMALAUREA* nasce nel 1994 per iniziativa dell'Osservatorio Statistico dell'Università di Bologna ed attualmente è gestito dalle Università aderenti con il sostegno del Ministero dell'Istruzione, dell'Università e della Ricerca. I principali obiettivi dei servizi offerti da *ALMALAUREA* sono, da una parte, quelli di assicurare agli organi di governo degli Atenei appartenenti al consorzio, ai nuclei di valutazione, alle commissioni impegnate nella didattica e nell'orientamento, attendibili e tempestive basi documentarie e di verifica, volte a favorire i processi decisionali e la programmazione delle attività; dall'altra di creare una sempre più stretta collaborazione tra Università e mondo produttivo, facilitando, attraverso la propria banca dati, l'accesso dei giovani al mercato del lavoro italiano ed internazionale. Per ulteriori informazioni, si può consultare il sito Internet: www.almalaurea.it.

l'effetto della riforma "controllando" alcune variabili, sono stati introdotti i modelli gerarchici o di regressione multilivello. Il ricorso a tali modelli è stato suggerito dalla struttura dei dati che è di tipo gerarchico a due livelli: le unità di primo livello sono gli studenti, quelle di secondo livello sono i gruppi disciplinari. I risultati delle analisi condotte sono riportati nel quarto paragrafo; alcune conclusioni completano il lavoro.

2. I laureati nel 2004: ipotesi di lavoro

La popolazione analizzata nel "Profilo dei Laureati 2004" *ALMALAUREA* risulta diversificata sia secondo l'ordinamento, pre o post-riforma, del corso in cui lo studente si è laureato, sia secondo l'eventuale passaggio tra i due ordinamenti didattici effettuato dallo studente durante la propria carriera.

Per quanto riguarda il primo aspetto, la distribuzione dei 138019 laureati considerati dall'analisi è quella riportata nella Tab. 1.

Se la maggioranza assoluta dei laureati "appartiene" ancora al vecchio ordinamento (62.3% contro il 76.8% dell'indagine dell'anno precedente³), sono comunque presenti anche molti laureati secondo una delle tipologie di corsi post-riforma: in particolare i laureati in un corso di laurea triennale risultano il 34.3% del totale, contro il 23.2% dell'anno precedente.

Ai fini della presente analisi, si è resa necessaria una prima differenziazione: "isolare" i laureati pre-riforma da quelli post-riforma. Mentre per il primo contingente non si sono presentate grosse difficoltà, più difficile è stato invece individuare quali fossero gli studenti la cui carriera universitaria potesse essere del tutto "attribuita" al nuovo ordinamento.

Tabella 1. *Profilo dei laureati 2004: tipologia del corso di laurea degli studenti.*

Tipologia del corso	Numero laureati <i>Profilo 2004</i>	Percentuale
Corso di Laurea pre-riforma	85922	62.3
Laurea di I livello (post-riforma)	47389	34.3
Laurea specialistica a ciclo unico (post-riforma)	3091	2.2
Laurea specialistica (post-riforma)	1617	1.2
Totale	138019	100.0

³ I dati relativi all'indagine *ALMALAUREA* condotta nel 2005 sono tratti dal Rapporto Profilo dei laureati 2004.

Se è vero, infatti, che nel 2004 è giunto alla laurea il primo vero contingente di studenti italiani immatricolatisi ai corsi di laurea triennali⁴, è necessario tenere in considerazione il fatto che tra i 47389 laureati triennali sono presenti anche coloro che, immatricolatisi negli anni accademici antecedenti al 2001/02 ad un corso pre-riforma, hanno successivamente effettuato un passaggio di ordinamento e si sono laureati in un corso post-riforma. Questi studenti, che d'ora in poi verranno denominati "misti", rappresentano una categoria di laureati distinta da quella dei laureati "puri", ovvero che si sono immatricolati e laureati secondo il nuovo ordinamento didattico. Per quanto riguarda i tempi di conseguimento del titolo, mentre non è possibile valutare l'impatto della riforma sui laureati "puri" (chi si è immatricolato nell'a.a. 2001/02 ad un corso triennale e si è laureato nel 2004 è necessariamente "in corso"), tale possibilità sussiste per i laureati misti. Confrontando poi la distanza tra durata legale e durata effettiva degli studi dei laureati misti con quella osservata per i laureati pre-riforma è possibile valutare l'impatto della riforma sui tempi di conseguimento del titolo: il passaggio dal vecchio al nuovo ordinamento ha comportato, come era nelle aspettative, una riduzione dei tempi di durata degli studi?

Per procedere alla individuazione dei due contingenti che risultassero significativi ai fini dell'analisi che s'intendeva condurre si è fatto ricorso a varie ipotesi di lavoro⁵. Innanzitutto si è deciso di considerare soltanto i laureati che al momento della richiesta di sostenere l'esame di laurea hanno compilato il questionario *ALMALAUREA* perché solo per tale contingente si disponeva di tutte le informazioni e, in particolare, di quelle sull'eventuale passaggio di ordinamento; sono stati invece esclusi dall'analisi i laureati che avevano già conseguito un precedente titolo universitario (in quanto studenti presumibilmente "particolari"). Riguardo ai laureati "misti", sono stati inclusi nell'analisi solo i laureati in un corso di laurea triennale, escludendo quindi le lauree specialistiche a ciclo unico⁶ ritenendo quest'ultima tipologia di corso, allo stato attuale della riforma, assimilabile ai percorsi di studio pre-riforma.

Per effettuare poi confronti il più possibile omogenei relativamente alla durata delle carriere universitarie, tenendo conto del fatto che non tutti i corsi di studio hanno la medesima durata legale, si è proceduto al calcolo dell'indice di durata. Tale indice è così costruito per ciascun laureato:

$$\text{indice di durata} = 1 + \frac{\text{ritardo alla laurea}}{\text{durata legale}}$$

⁴ Poiché in alcuni Atenei la riforma ha preso avvio con un anno di anticipo, già nel 2003 erano presenti alcuni laureati "post-riforma".

⁵ Per maggiori dettagli sul contingente dei laureati considerati e sulla loro classificazione si veda Chiandotto e Mignoli in questo volume

⁶ Le lauree specialistiche a ciclo unico attivate con il nuovo ordinamento sono: Farmacia, Farmacia industriale, Medicina e chirurgia, Medicina veterinaria, Odontoiatria e protesi dentaria e, per alcuni Atenei, Architettura e Ingegneria edile.

dove il ritardo alla laurea è costituito dal numero di giorni trascorsi tra la conclusione dell'ultimo anno accademico "in corso" e la laurea, mentre la durata legale è quella del corso in cui lo studente si è laureato⁷. L'indice consente quindi di confrontare tra loro laureati in corsi diversi ed è inoltre di facile interpretazione dal momento che cresce al crescere del ritardo e assume valori maggiori o uguali a uno⁸.

Il calcolo dell'indice di durata medio a livello di gruppo disciplinare, e quindi la scelta di effettuare i confronti proprio a tale livello di raggruppamento, ha reso necessaria qualche ulteriore esclusione dall'analisi. Questo perché con l'avvio della riforma la classificazione in gruppi disciplinari è risultata leggermente modificata⁹; si è reso necessario, dunque, escludere gli studenti del gruppo medico, quelli del corso di laurea in medicina veterinaria all'interno del gruppo agrario e, per motivi di numerosità, anche i laureati nei gruppi difesa e sicurezza ed educazione fisica.

Alla fine, quindi, le successive analisi verranno condotte relativamente a 70457 studenti pre-riforma e 10704 studenti "misti".

3. Tempi di conseguimento del titolo dei laureati nell'anno solare 2004

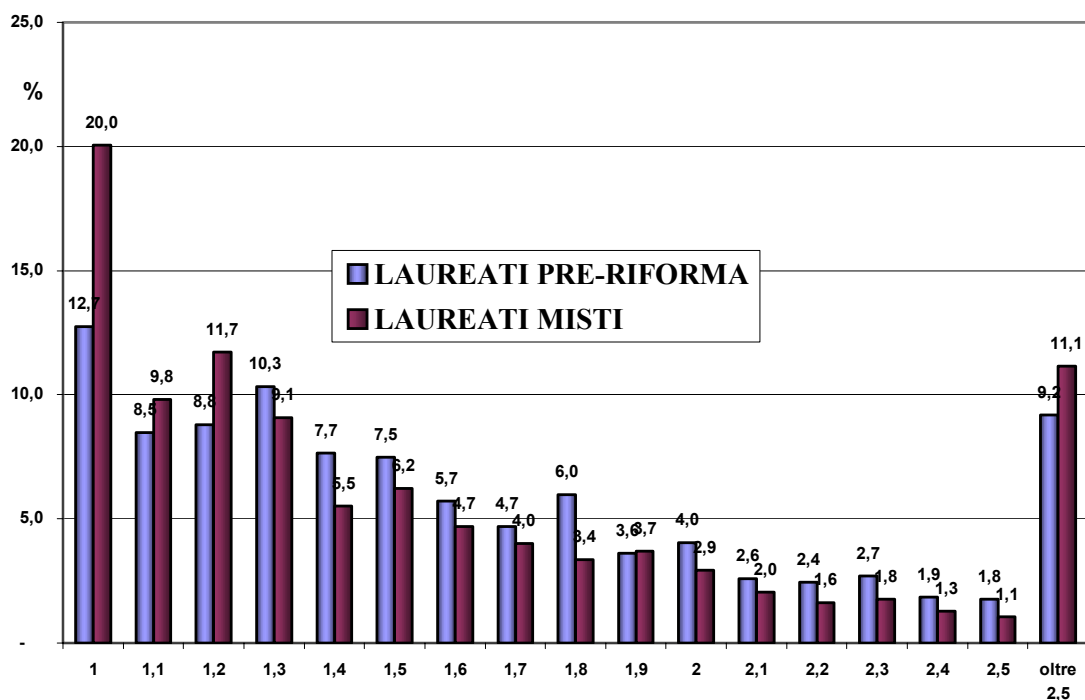
Come già accennato, per operare confronti riguardo ai tempi di conseguimento del titolo di studenti iscritti a corsi di studio diversi, si è proceduto al calcolo dell'indice di durata, che è risultato pari a 1.62 per i laureati pre-riforma e pari a 1.59 per i laureati misti.

La prima conclusione che si può trarre dal confronto tra i due valori assunti dall'indice medio di durata degli studi è che il passaggio al nuovo ordinamento ha comportato, per coloro che si sono trasferiti, una riduzione seppure molto contenuta nel tempo di conseguimento del titolo. Ovviamente, ad uno stesso valore medio possono corrispondere distribuzioni molto diverse che, se analizzate in dettaglio, possono consentire l'acquisizione di elementi rilevanti per una conoscenza più approfondi-

⁷ Notiamo che, per le ipotesi di lavoro fatte, la durata legale è pari a 3 anni per tutti gli studenti "misti", mentre è di 4 o 5 anni per i laureati pre-riforma. In particolare, quindi, per gli studenti "misti" si è scelto di "attribuire" la loro durata effettiva, ovvero il relativo ritardo alla laurea, alla durata legale del corso finale, senza tenere in considerazione quella del corso di immatricolazione. Notiamo, inoltre, che si è deciso di escludere dall'analisi tutti quegli studenti laureatisi in corsi di laurea del nuovo o vecchio ordinamento con durate legali "anomale" (1 o 2 anni).

⁸ L'indice di durata assume valore pari a 1 per tutti quelli studenti che si sono laureati entro l'ultimo appello utile dell'ultimo anno accademico "in corso". Ciò accade sempre, come già detto, per i laureati "puri" post-riforma, ragione per cui questi sono stati esclusi dall'analisi.

⁹ Per maggiori informazioni su tale problematica si veda Chiandotto e Mignoli in questo stesso volume.

Figura 1. *Indice medio di durata degli studi: laureati 2004.*

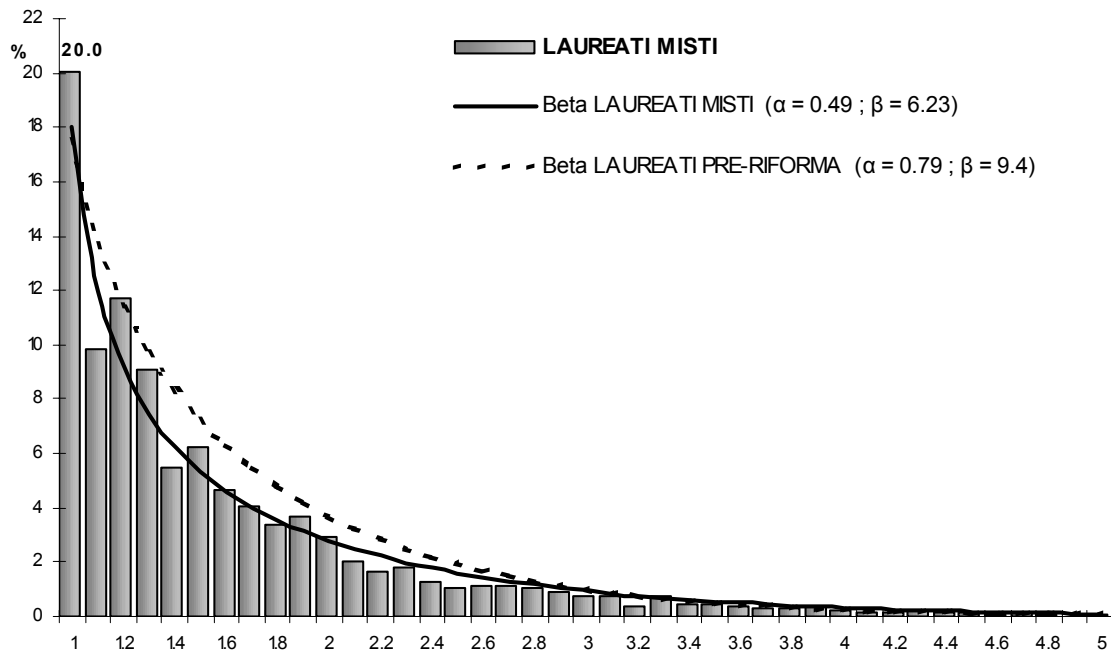
ta del fenomeno indagato. Infatti, se si osserva quanto riportato nella Fig. 1, si rileva un deciso incremento delle percentuali dei laureati “buoni”, cioè dei laureati che conseguono il titolo in tempi rapidi (indice di durata con valore inferiore a 1.3) che risulta però in parte compensato dall’incremento della percentuale di laureati che hanno fatto registrare un valore dell’indice superiore a 2.5.

Si segnala, in particolare, che tra i laureati inizialmente iscritti ad un corso di laurea del vecchio ordinamento e successivamente passati e laureatisi in un corso del nuovo ordinamento si registra una percentuale di laureati “in corso” (indice di durata pari a 1) del 20%, valore che risulta piuttosto elevato soprattutto se confrontato con il corrispondente valore (12.7%) registrato per i laureati pre-riforma.

Per agevolare il confronto tra i due distinti gruppi di laureati senza dover confrontare le singole frequenze osservate per le classi dell’indice di durata, si è proceduto all’adattamento del modello probabilistico *beta* ai dati osservati¹⁰.

Le curve relative ai due modelli stimati sono riportati nella Fig. 2, scegliendo come base di riferimento l’istogramma relativo ai laureati misti. Osservando la figura risulta evidente il livello più elevato della curva relativa ai pre-riforma rispetto a

¹⁰ I parametri α e β , che determinano la forma della distribuzione, sono stati stimati con il metodo dei momenti (Chiandotto, Bacci e Bertaccini, 2004)

Figura 2. *Indice medio di durata degli studi: laureati 2004 “misti”.*

quella relativa ai laureati misti. La conclusione che ne deriva è che, se il processo generatore dei dati è di tipo beta, l'effetto della riforma è stato un abbassamento generalizzato, anche se molto contenuto, dei tempi di conseguimento del titolo

Il dato sopra richiamato è, come accade nella generalità dei casi, la risultante di una situazione molto diversificata; infatti, se si analizzano (Tab. 2) i valori assunti dall'indice di durata e le graduatorie sugli stessi costruite per gruppo disciplinare si ha un' immediata conferma.

A fronte di alcuni gruppi disciplinari per i quali non si rilevano grandi cambiamenti, infatti, è possibile individuare due ulteriori sottoinsiemi: il gruppo in cui si registra un abbassamento della durata media, ed il gruppo in cui l'effetto risulta opposto, ovvero in direzione di un notevole innalzamento dei tempi di conseguimento del titolo.

I gruppi disciplinari per i quali non si registrano cambiamenti rilevanti sono lo scientifico, il geo-biologico, architettura¹¹, il gruppo politico-sociale, il letterario e il gruppo insegnamento; per questi gruppi disciplinari la variazione percentuale del valore medio dell'indice di durata passando dai pre-riforma ai “misti” risulta compreso tra il -6% ed il +6%. Per tali gruppi si può quindi ipotizzare che l'entrata in vi-

¹¹ Conseguentemente alle scelte illustrate nel paragrafo precedente, tra i laureati del gruppo architettura non compaiono coloro che sono passati alla Laurea Specialistica a Ciclo Unico.

Tabella 2. *Indice medio di durata degli studi per gruppo disciplinare: laureati pre-riforma, “misti” e variazione percentuale (in parentesi la posizione occupata in graduatoria).*

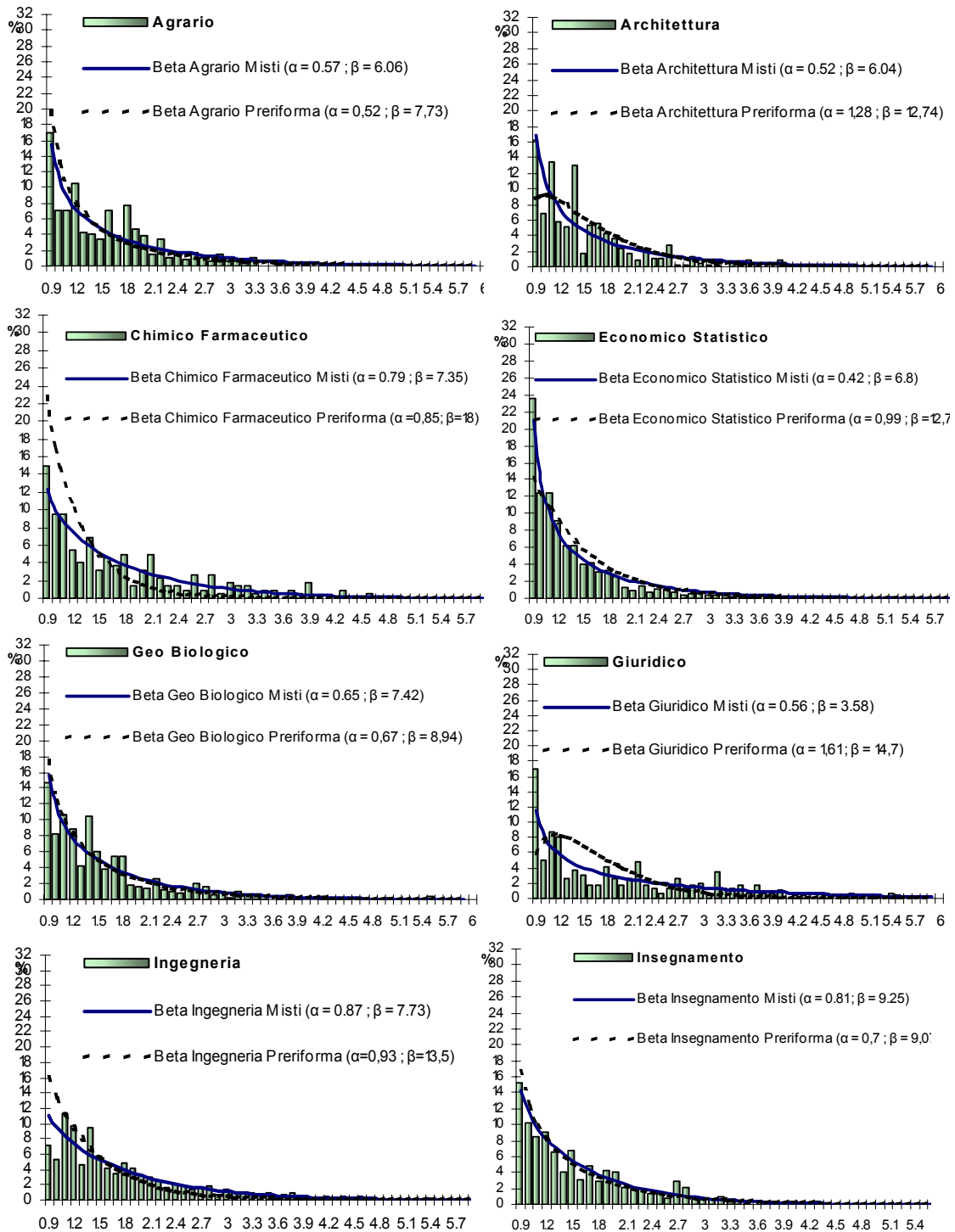
Gruppo Disciplinare	Indice di durata medio pre-riforma	Indice di durata medio “misti”	Variazione % “misti”- pre-riforma
Agrario	(3) 1.51	(10) 1.70	(9) 12.58
Architettura	(11) 1.74	(5) 1.64	(3) -5.75
Chimico-farmaceutico	(2) 1.35	(11) 1.79	(13) 32.59
Economico-statistico	(8) 1.63	(3) 1.47	(2) -9.82
Geo-biologico	(6) 1.55	(5) 1.64	(8) 5.81
Giuridico	(13) 1.84	(13) 2.17	(11) 17.93
Ingegneria	(5) 1.52	(12) 1.83	(12) 20.39
Insegnamento	(7) 1.57	(9) 1.66	(7) 5.73
Letterario	(11) 1.74	(5) 1.64	(3) -5.75
Linguistico	(10) 1.68	(1) 1.39	(1) -17.26
Politico-sociale	(3) 1.51	(2) 1.43	(5) -5.30
Psicologico	(1) 1.31	(4) 1.51	(10) 15.27
Scientifico	(9) 1.67	(8) 1.65	(6) -1.20

gore della riforma per gli studenti immatricolatisi nel vecchio ordinamento che sono transitati al nuovo non ha comportato sostanziali mutamenti in termini di durata degli studi.

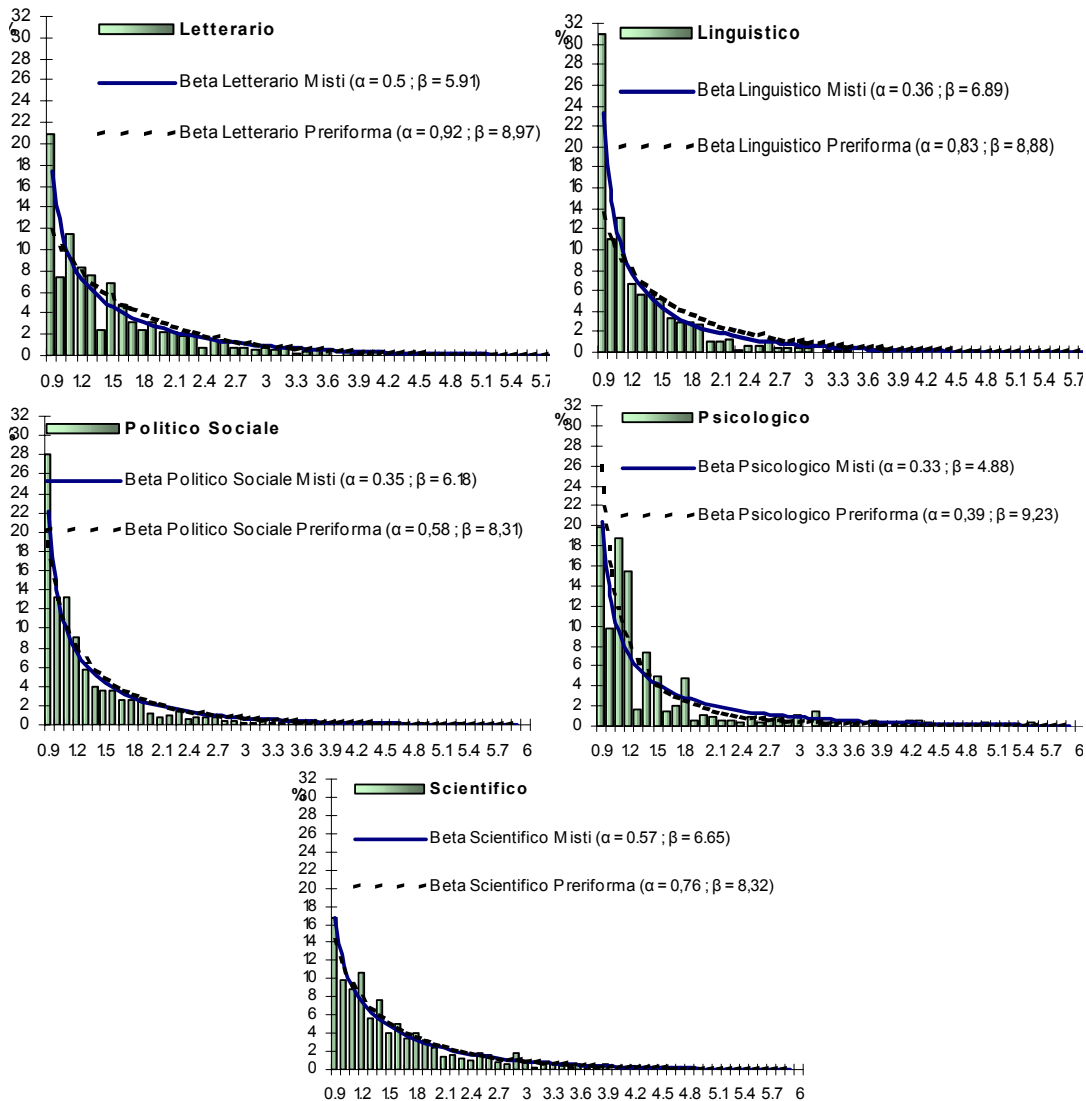
Particolarmente positivo, invece, sembra l'effetto relativo al gruppo linguistico: per tale gruppo, infatti, il ritardo medio passa da 2.7 anni rispetto ai 4 legalmente previsti (indice di durata 1.68 per i pre-riforma) a solo 1.2 anni su 3 tra i “misti”. Discorso simile può essere fatto anche per il gruppo economico-statistico, per il quale si passa da 2.5 anni di ritardo su 4 a 1.4 su 3. Tali gruppi sembrano dunque aver beneficiato dell'entrata in vigore della riforma, almeno relativamente ai tempi di conseguimento della laurea: passare al nuovo ordinamento, cioè, ha consentito agli studenti “misti” di questi gruppi disciplinari di concludere gli studi in un tempo medio inferiore rispetto ai colleghi laureatisi nel vecchio ordinamento.

Sul versante opposto si collocano invece i gruppi disciplinari per i quali il passaggio dal vecchio al nuovo ordinamento ha comportato un allungamento, anche consistente, dei tempi di conseguimento della laurea: per il gruppo chimico-farmaceutico il ritardo medio dei laureati passa 1.8 anni su 5 a 2.4 anni su 3, comportando un aumento percentuale superiore al 30%; anche per il gruppo ingegneria e per quello giuridico la variazione percentuale in senso negativo è piuttosto alta, seppur in misura più contenuta (+20.3% e +17.7%).

Figura 3. *Indice medio di durata degli studi per gruppo disciplinare: laureati 2004 “misti”.*

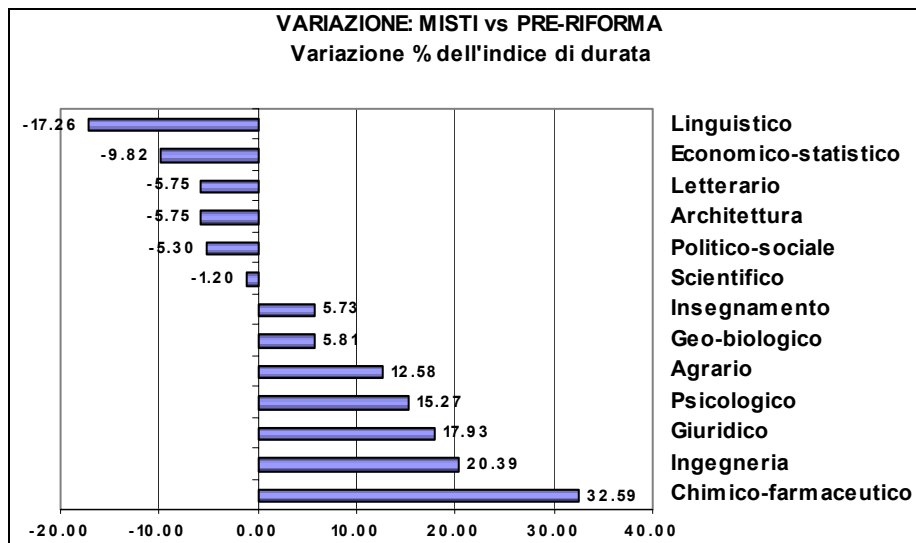


segue Figura 3



Così come per il complesso dei laureati, si è proceduto all'adattamento del modello *beta* per ciascuno dei gruppi disciplinari (Fig. 3). Si lascia al lettore l'analisi dei singoli casi, che se per un verso confermano le conclusioni cui si è pervenuti dall'esame del solo valore medio, per un altro verso forniscono ulteriori e significative informazioni aggiuntive.

A questo punto si può procedere all'esame della graduatoria costruita in base alla variazione percentuale dell'indice di durata registrata per i laureati misti rispetto ai laureati pre-riforma (Tab. 2 e Fig. 4).

Figura 4. *Indice medio di durata degli studi: variazione % misti vs pre-riforma.*

Tale graduatoria colloca ai primi posti i gruppi disciplinari che hanno meglio interpretato lo spirito della riforma, nel senso che hanno consentito agli studenti che si sono trasferiti un accorciamento, nella generalità dei casi abbastanza contenuto, dei tempi di conseguimento del titolo; colloca invece agli ultimi posti i gruppi disciplinari che hanno fatto registrare prolungamenti, in alcuni casi anche piuttosto consistenti, dei tempi di laurea.

La riduzione o l'allungamento della durata media dei tempi di conseguimento del titolo osservato per i misti rispetto ai pre-riforma potrebbe derivare sia dalle diverse politiche di adeguamento organizzativo attivate dai singoli corsi di studio, sia dalle caratteristiche specifiche degli studenti che sono passati dal vecchio al nuovo ordinamento.

Pur auspicando un approfondimento conoscitivo sul primo aspetto (verifica dell'adeguamento del carico di lavoro e dei programmi ai crediti attribuiti agli insegnamenti previsti nei nuovi ordinamenti, tenendo conto della natura e qualità degli studenti) da parte del corpo docente di competenza¹², in questa sede si procederà, per quanto possibile, nel tentativo di misurare l'impatto della riforma sui tempi di conseguimento del titolo al netto del possibile effetto delle caratteristiche individuali dei

¹² Si sottolinea ancora una volta che nella presente analisi non si tiene in considerazione il corso di laurea di provenienza degli studenti "misti": questo potrebbe essere sia un corso del vecchio ordinamento corrispondente a quello in cui lo studente si è laureato, sia uno totalmente diverso. Tuttavia, poiché si tratta di studenti che comunque si sono laureati nel 2004, a tre anni dall'avvio della riforma, sembra ragionevole presumere che la maggior parte dei passaggi sia avvenuta tra corsi di laurea "simili", e che quindi tali studenti abbiano potuto recuperare almeno parte della loro precedente carriera universitaria nel vecchio ordinamento.

laureati. Per “depurare” l’indice medio di durata degli studi dal presumibile effetto delle caratteristiche individuali dei laureati si è fatto ricorso ad opportune analisi di regressione.

4. Il modello lineare gerarchico a due livelli

Poiché la struttura dei dati analizzati presenta la peculiare caratteristica di essere organizzata su più livelli, tale fatto non deve essere ignorato ma deve entrare a far parte del modello stimato così da giungere a risultati più soddisfacenti. Tale finalità può essere perseguita attraverso l’impiego di un modello di regressione multilivello.

Il ricorso ad un modello multilivello, infatti, è consigliabile ogni volta che gli individui (unità di primo livello) su cui si rileva il fenomeno oggetto di studio risultano naturalmente aggregati in gruppi differenti (le unità di secondo livello), che a loro volta possono essere aggregati in unità di terzo livello e così via: in tali casi è ragionevole ritenere che la variabilità del fenomeno dipenda non solo da variabili esplicative individuali (o di primo livello), ma altresì dal fatto che un certo individuo appartenga ad un determinato gruppo avente caratteristiche peculiari che lo contraddistinguono dagli altri gruppi; nel caso specifico trattato, i laureati (unità di primo livello) risultano naturalmente aggregati in gruppi disciplinari (unità di secondo livello).

Nello specifico¹³, il modello stimato per entrambi i contingenti è un modello multilivello ad intercetta casuale del tipo:

$$Y_{ij} = (\gamma_{00} + \gamma_{10}X_{ij} + \gamma_{01}Z_j) + (u_{0j} + r_{ij}),$$

$$r_{ij} \sim iid N(0, \sigma^2),$$

$$u_{0j} \sim iid N(0, \tau_{00}),$$

dove j è l’indice utilizzato per descrivere i gruppi disciplinari ($j = 1, 2, \dots, 13$), mentre i è l’indice che descrive i laureati all’interno di ogni gruppo ($i = 1, 2, \dots, n_j$); la variabile risposta Y_{ij} (misurata al livello individuale) è rappresentata dall’indice di durata degli studi ed ha distribuzione di tipo normale troncata nella coda di sinistra; X_{ij} indicano le variabili esplicative di primo livello mentre Z_j rappresentano le variabili esplicative di secondo livello; i termini r_{ij} e u_{0j} , indipendenti tra loro, rappresentano gli errori del modello (ovvero quella parte di variabilità di Y_{ij} che non è catturata dalle

¹³ Per una più completa trattazione degli aspetti teorici legati all’applicazione dei modelli multilivello con particolare riferimento all’indice di durata degli studi si rimanda a Varriale (2004), Chiandotto e Varriale (2005).

variabili esplicative) rispettivamente a livello individuale ed a livello di gruppo.

Il “vantaggio” principale che proviene dall’utilizzo dell’indicatore *indice di durata* è che attraverso il suo impiego risulta possibile effettuare un confronto tra tempi di laurea osservati in gruppi disciplinari diversi; unico “svantaggio” nell’utilizzo di tale variabile è che la sua distribuzione ha un andamento di tipo normale, ma troncato a sinistra dal momento che il valore minimo osservato è 1¹⁴.

L’analisi di regressione multilivello è stata condotta separatamente per i due contingenti di laureati considerati, quello dei pre-riforma e quello dei “misti”. L’obiettivo finale è duplice: valutare se e in quale misura l’indice di durata è influenzato dalle stesse caratteristiche (di primo o secondo livello) nei due diversi gruppi, ed ottenere una graduatoria (netta) di “efficacia relativa” dei gruppi disciplinari nei confronti della durata degli studi una volta “controllate” le variabili esplicative. Per quanto riguarda quest’ultimo punto, tale risultato è perseguibile grazie ad una specifica caratteristica dei modelli multilivello, ovvero la possibilità di stimare i termini di errore relativi al secondo livello di analisi. Tali stime consentono di valutare qual è l’effetto residuo esercitato dai gruppi disciplinari sull’indice di durata, rendendo possibile il calcolo della variazione percentuale tra laureati “misti” e pre-riforma, ed il confronto di questa con il medesimo risultato precedentemente ottenuto al “lordo” delle caratteristiche controllabili.

Per l’applicazione di entrambi i modelli lineari gerarchici è stata utilizzata la PROC MIXED del software SAS¹⁵.

4.1 I modelli stimati ed i risultati ottenuti

Il primo passo, per entrambi i contingenti di laureati, è stato la stima del modello di regressione multilivello *nullo*, ovvero senza variabili esplicative, al fine di valutare l’effettiva esistenza di una struttura su due livelli. Poiché in entrambi i casi il parame-

¹⁴ Il fatto che la distribuzione dell’indice di durata sia troncata a sinistra è una delle possibili cause della non normalità dei residui. Quest’ultimo aspetto ha comunque delle conseguenze soprattutto sul valore degli errori standard delle stime dei coefficienti di regressione e delle componenti di varianza (e di conseguenza sulla validità dei test utilizzati), e non su quello delle stime puntuali di tali parametri.

¹⁵ La procedura PROC MIXED permette di scegliere i metodi di stima dei parametri. Nel contesto dei modelli multilivello gli stimatori maggiormente impiegati sono quelli di *Massima Verosimiglianza* (Maximum Likelihood, ML) e quelli della *Massima Verosimiglianza residua* (Residual Maximum Likelihood, REML). Questi due metodi danno risultati molto simili per quanto riguarda la stima dei coefficienti di regressione mentre differiscono maggiormente nella stima delle componenti della varianza; inoltre, la devianza calcolata attraverso il metodo REML può essere utilizzata nei *test del rapporto di verosimiglianza* solo se i due modelli comparati sono composti dalla stessa parte fissa e differente parte casuale. Per tale motivo in questa applicazione è stato scelto di calcolare le stime dei coefficienti di regressione attraverso il metodo della *Massima Verosimiglianza* (specificando l’argomento METHOD=ML nella procedura PROC MIXED).

tro relativo alla varianza di secondo livello σ^2 è risultato significativo, si è potuto procedere con la stima dei modelli multilivello contenenti le variabili esplicative.

Per quanto riguarda le caratteristiche individuali relative ai laureati, si è potuto disporre delle numerose informazioni contenute nell'archivio *ALMALAUREA*; la scelta tra queste è stata guidata non solo da considerazioni di carattere logico, ma an-

Tabella 3. Variabili esplicative individuali (in corsivo modalità scelte come "base").

VARIABILE	Categorie
Sesso	<i>maschio</i> <i>femmina</i>
Tipo di diploma	<i>liceale</i> <i>non liceale</i>
Voto al diploma	variabile continua, centrata sulla media del gruppo disciplinare
Frequenza media durante gli studi	<i>più del 50%</i> <i>meno del 50%</i>
Tirocinio	<i>effettuato</i> <i>non effettuato</i>
Titolo di studio genitori	<i>entrambi con laurea</i> <i>uno solo con laurea</i> <i>titoli inferiori</i>
Occupazione del padre	<i>occupato</i> <i>non occupato</i>
Voto medio agli esami	variabile continua, centrata sulla media del gruppo disciplinare
Classe sociale	<i>operaia</i> <i>media</i> <i>borghesia</i>
Età al diploma	<i>regolare (<=19 anni)</i> <i>irregolare</i>
Residenza durante gli studi	<i>Stessa provincia dell'Ateneo</i> <i>altro</i>
Se tornasse indietro	<i>stesso corso di laurea</i> <i>altro corso/Ateneo</i>
Giudizio organizzazione esami	<i>positivo</i> <i>negativo</i>
Lavoro durante gli studi	<i>con discontinuità o nessuno</i> <i>con continuità</i>
Giudizio rapporto con i docenti	<i>positivo</i> <i>negativo</i>
Giudizio esperienza universitaria	<i>positivo</i> <i>negativo</i>
Giudizio sul carico di studio	<i>Positivo</i> <i>negativo</i>

che da analisi descrittive preliminari. Relativamente invece ai gruppi disciplinari, poiché non si è potuto disporre di variabili “intrinsecamente” di secondo livello, si è proceduto al calcolo delle medie delle variabili di primo livello, così come suggerito dalla letteratura in materia (Snijders e Bosker, 1999; Hox, 2002).

Relativamente alla natura delle variabili considerate nei due modelli, queste sono categoriche oppure continue. Mentre per le prime si è reso necessario individuare una categoria *base* cui riferire tutti gli altri risultati, categoria che è stata identificata con la modalità più diffusa nella popolazione o con una di particolare interesse, per le variabili continue si è applicato il cosiddetto *group mean centering approach* (Hox, 2002), centrando rispetto alla media di gruppo (o alla media generale, nel caso di variabili di secondo livello). Nella Tab. 3 sono riportate le variabili esplicative di primo livello introdotte in entrambi i modelli, con la relativa descrizione. Riguardo, invece, alle variabili di secondo livello, essendo calcolate come medie di quelle di primo livello risulta di fatto superfluo riportarle per esteso; si segnala soltanto che nel caso delle variabili di primo di livello categoriche, le corrispondenti variabili di secondo livello sono state espresse con la percentuale (centrata sulla media generale) di laureati in ogni gruppo disciplinare per cui si osserva una modalità di risposta diversa da quella base.

I risultati relativi al modello finale stimato per i pre-riforma¹⁶, ottenuti attraverso la strategia di selezione consigliata in letteratura¹⁷, sono riportati nella Tab.4. Per facilitarne l'interpretazione, si è provveduto ad esprimere l'effetto stimato per ciascuna variabile in mesi; in questo caso si è scelto di considerare una durata legale di 4 anni, durata che riguarda la grande maggioranza dei corsi di studio del vecchio ordinamento. Ognuno di tali effetti andrà poi interpretato facendo riferimento ad un ipotetico *laureato base*, ovvero un laureato che possiede tutte le modalità base delle variabili esplicative (riportate nella Tab. 3), e che si laurea in un gruppo disciplinare avente anche in questo caso le caratteristiche “medie”.

Come si vede, gli effetti marginali positivi più alti, che comportano un allungamento¹⁸ della durata degli studi rispetto ai tempi del *laureato base* sono quelli sti-

¹⁶ Poiché il software utilizzato per l'applicazione esclude automaticamente i records per i quali si hanno dei missing, il modello è stato stimato su un totale di 62313 laureati invece che su 70457.

¹⁷ Si è provveduto a migliorare di volta in volta il modello inserendovi differenti variabili esplicative e le loro interazioni e togliendo quelle covariate non risultate significative attraverso l'analisi del *test di Wald* al livello di significatività del 5%. Per un confronto tra modelli ottenuti attraverso l'inserimento di parametri aggiuntivi ci si è basati sul *test della devianza* al livello di significatività del 5%; nonostante il software proceda in automatico al calcolo della statistica della *devianza*, il test ad esso relativo è stato calcolato manualmente. Inoltre, per confrontare modelli con differenti parametri, è stato utilizzato l'indice di adattamento *AIC* (Akaike's Information Criterion).

¹⁸ Ricordiamo che in questo caso le stime numericamente maggiori corrispondono ad un peggioramento di effetto rispetto alla stima relativa al laureato base (allungamento della durata degli studi), mentre le stime più basse, eventualmente negative, corrispondono ad un miglioramento dell'effetto.

Tabella 4. Risultati modello multilivello per i pre-riforma (standard errors in parentesi).

<i>EFFETTO</i>	<i>CATEGORIE</i>	<i>STIMA</i>	<i>STIMA (IN MESI)</i>
Tipo di diploma	non liceale	0.1025 (0.00531)	+4.92
Voto al diploma	per un incremento unitario	-0.0142 (0.00040)	-0.68
Giudizio esperienza univ.	negativo	0.1028 (0.00866)	+4.93
Frequenza	meno del 50%	0.2681 (0.00654)	+12.67
Tirocinio	effettuato	-0.1706 (0.00761)	-8.19
Giudizio sul carico di studio	negativo	0.1829 (0.00849)	+8.78
Titolo di studio genitori	entrambi con laurea	-0.0382 (0.00975)	-1.83
Titolo di studio genitori	titoli inferiori	0.0512 (0.00701)	+2.45
Occupazione del padre	non occupato	0.0433 (0.00796)	+2.08
Voto medio agli esami	per un incremento unitario	-0.0430 (0.00161)	-2.07
Classe sociale	borghesia	-0.0824 (0.00792)	-3.95
Classe sociale	media	-0.0422 (0.00622)	-2.02
Età al diploma	irregolare	0.0440 (0.00848)	+2.11
Se tornasse indietro	altro corso/Ateneo	0.0628 (0.00568)	+3.01
Giudizio organizzazione esami	negativo	0.0309 (0.00609)	+1.48
Lavoro durante gli studi	con discontinuità o nessuno	-0.1949 (0.00548)	-9.35
Giudizio rapporto con i docenti	negativo	-0.0610 (0.00671)	-2.93

mati per le variabili “frequenza” e “giudizio sul carico di studio”. Più in particolare, frequentare in media meno del 50% delle lezioni previste per il proprio corso comporta, rispetto ad una frequenza superiore al 50%, un ritardo alla laurea di più di un anno. Inoltre, se lo studente risponde in modo negativo alla domanda “Il carico di studio degli insegnamenti è stato complessivamente sostenibile?”, l’effetto netto stimato è pari a quasi 9 mesi.

All’opposto, invece, i più elevati effetti negativi¹⁸ riguardano il lavoro durante gli studi ed il tirocinio. Non aver svolto alcuna lavoro durante gli studi, o al massimo averlo svolto con discontinuità, comporta infatti un accorciamento della carriera universitaria di più di 9 mesi rispetto ad aver lavorato con assiduità. Parimenti, effettuare il tirocinio durante gli studi diminuisce di 8 mesi i tempi di conseguimento del titolo.

Per quanto riguarda invece gli altri effetti, sempre basandosi sui dati riportati nella Tab. 4 si può delineare quello che può essere definito come il “profilo più favo-

Tabella 5. Risultati modello multilivello per i “misti” (standard errors in parentesi).

<i>EFFETTO</i>	<i>CATEGORIE</i>	<i>STIMA</i>	Stima (in mesi)
Sesso	femmina	-0.04030 (0.01736)	-1.45
Voto al diploma	per un incremento unitario	-0.01517 (0.00117)	-0.57
Giudizio esperienza univ.	negativo	0.06679 (0.02216)	+2.40
Frequenza	meno del 50%	0.35010 (0.02447)	+12.60
Tirocinio	effettuato	-0.12160 (0.01622)	-4.38
Giudizio sul carico di studio	negativo	0.10570 (0.02561)	+3.80
Titolo di studio genitori	almeno uno con laurea	-0.06600 (0.01811)	-2.38
Residenza durante gli studi	fuori dalla provincia	-0.06280 (0.01511)	-2.26
Voto medio agli esami	per un incremento unitario	-0.01840 (0.00475)	-0.66
Lavoro durante gli studi	con discontinuità o nessuno	-0.29280 (0.01690)	-10.54
Percentuale liceali gruppo disciplinare	per un incremento unitario	0.01069 (0.00454)	+0.38

revole”, procedendo all’individuazione delle caratteristiche che un laureato dovrebbe possedere per poter cogliere tutti e soli gli effetti positivi sulla durata degli studi. Il laureato in questione dovrebbe provenire da un liceo, aver riportato un alto voto alla maturità, esprimere un giudizio positivo sulla propria esperienza universitaria, aver frequentato in media più del 50% delle lezioni, aver effettuato il tirocinio, e così via.

I risultati relativi al modello finale ottenuto per i laureati “misti”¹⁹ sono riportati nella Tab. 5; in questo caso, ovviamente, per esprimere le stime in mesi si è fatto riferimento ad una durata legale di 3 anni, comune a tutti i corsi del nuovo ordinamento.

Rispetto al modello precedente, per questo contingente di laureati si registra da una parte una consistente riduzione delle variabili risultate significative, dall’altra la significatività della variabile di secondo livello costituita dalla percentuale di liceali nel gruppo disciplinare, variabile che non era presente nel modello finale relativo ai laureati pre-riforma. I due contingenti sembrano dunque caratterizzarsi in modo piuttosto distinto per quanto riguarda il modello multilivello scelto per l’analisi.

Nonostante queste differenziazioni, tuttavia gli effetti “estremi” registrati per il modello riferito ai laureati “misti” sono del tutto simili a quelli ottenuti per i laureati pre-riforma. Infatti, ancora una volta la variabile che più influenza in senso negativo (stima positiva più alta) la durata degli studi *base* è la frequenza media sotto il 50%; all’opposto l’effetto positivo maggiore, nel senso di un accorciamento della carriera

¹⁹ In questo caso, sempre per problemi legati a missing values, il modello è stato stimato su 10220 laureati invece che sul totale di 10704 unità.

universitaria, è quello relativo alla mancanza di lavoro o alla sua discontinuità durante gli studi (stima negativa più alta).

Da rilevare inoltre che, nonostante la riduzione del numero di variabili significative, due nuove variabili di primo livello, che il precedente modello non aveva invece “accettato”, risultano significative: il sesso (essere femmina comporta una durata media inferiore) e la residenza durante gli studi. Per tutte le altre variabili, invece, l'effetto stimato risulta coerente con quello già ottenuto con il precedente modello.

Infine, relativamente al secondo livello di analisi, un incremento nella percentuale di studenti con diploma liceale comporta, rispetto alla media generale, un lieve allungamento della durata degli studi; risultato, questo, piuttosto insolito rispetto a quanto si poteva ragionevolmente presumere.

Come già accennato alla fine del paragrafo precedente, un'ultima interessante analisi che è possibile svolgere grazie all'applicazione di modelli multilivello riguarda la stima degli effetti casuali di secondo livello. Non bisogna dimenticare, infatti, che sull'indice di durata esercitano un loro effetto anche le componenti casuali di secondo livello u_{0j} ; le stime di tali residui, dette *stime a posteriori* o *di Bayes*²⁰, possono essere impiegate per valutare il particolare effetto esercitato da ciascun gruppo disciplinare sulla variabile risposta, effetto che andrà a sommarsi a quelli relativi alle variabili esplicative precedentemente presentati.

I risultati relativi a questa analisi sono riportati nella Tab. 6.

Tabella 6. Effetti di secondo livello stimati: laureati pre-riforma, “misti” e variazione percentuale (in parentesi la posizione occupata in graduatoria).

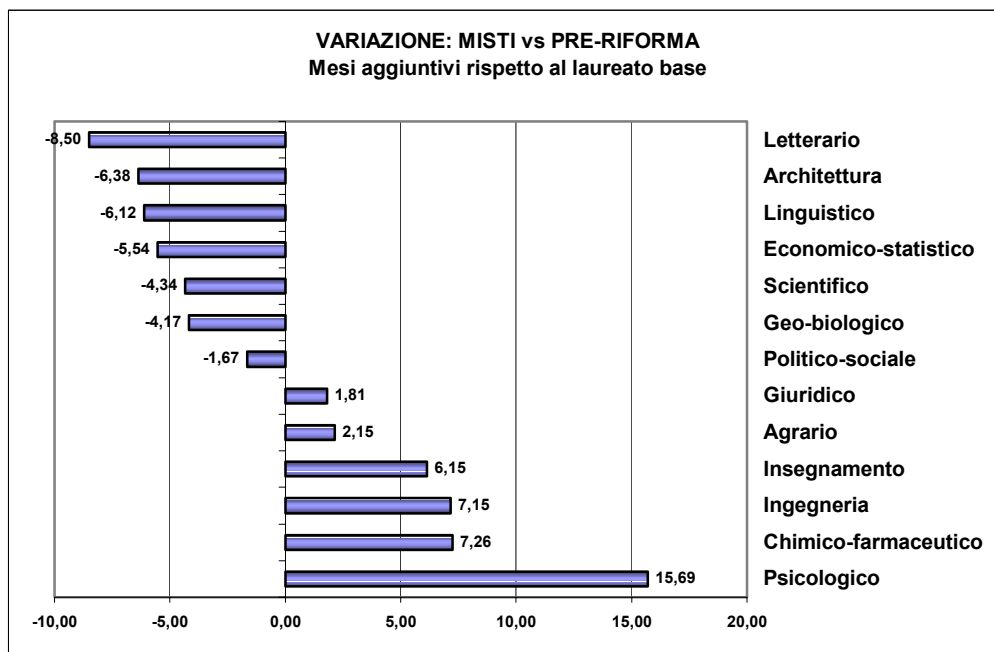
GRUPPO DISCIPLINARE	Effetto in mesi sui “pre-riforma”	Effetto in mesi sui “misti”	Variazione % “misti”- pre-riforma
Agrario	(6) 0.51	(10) 2.66	(9) 2.15
Architettura	(12) 7.19	(7) 0.81	(2) -6.38
Chimico-farmaceutico	(2) -5.96	(9) 1.30	(12) 7.26
Economico-statistico	(8) 0.87	(2) -4.66	(4) -5.54
Geo-biologico	(7) 0.66	(4) -3.51	(6) -4.17
Giuridico	(13) 7.39	(13) 9.21	(8) 1.81
Ingegneria	(13) -1.47	(12) 5.68	(11) 7.15
Insegnamento	(4) -1.45	(11) 4.70	(10) 6.15
Letterario	(5) 5.03	(5) -3.47	(1) -8.50
Linguistico	(10) 1.57	(3) -4.55	(3) -6.12
Politico-sociale	(9) -4.67	(1) -6.33	(7) -1.67
Psicologico	(3) -18.54	(6) -2.84	(13) 15.69
Scientifico	(11) 5.36	(8) 1.02	(5) -4.34

²⁰ Tali stime possono essere richieste al software utilizzato quale output aggiuntivo.

Avendo “controllato” l’effetto delle variabili esplicative attraverso i due modelli multilivello, si nota come le “graduatorie” finali dei gruppi disciplinari riportate nelle prime due colonne siano in parte diverse da quelle riportate nella Tab. 2, e questo per entrambi i contingenti di laureati; l’unico risultato stabile riguarda il gruppo giuridico, che continua ad occupare l’ultima posizione sia per il contingente dei laureati pre-riforma che per quello dei laureati misti. I gruppi disciplinari che registrano le variazioni più consistenti per il contingente dei laureati pre-riforma sono quello di agraria, che perde tre posizioni, quello scientifico, che perde due posizioni ed il gruppo insegnamento, che recupera due posizioni. Per quanto riguarda il contingente dei laureati misti perdono due posizioni i gruppi disciplinari architettura, insegnamento, linguistico e lo psicologico, mentre recupera due posizioni il gruppo chimico-farmaceutico.

Inoltre, se per ciascun gruppo disciplinare si procede al confronto (Tab. 6 e Fig. 5) delle posizioni occupate nelle due graduatorie (quella sui dati grezzi e quella sui dati “depurati”), costruite sulle variazioni della durata in mesi relativa ai “misti” rispetto a quella dei pre-riforma, si riscontrano alcune variazioni significative: il gruppo insegnamento e quello psicologico perdono tre posizioni, mentre ne perdono due il gruppo economico-statistico, quello linguistico e quello politico-sociale; per contro, recupera tre posizioni il gruppo giuridico e due posizioni il gruppo geobiologico e quello letterario.

Figura 5. Durata degli studi: variazione in mesi misti vs pre-riforma.



Da quanto sopra osservato, si può ragionevolmente ritenere che i modelli multilivello siano riusciti a “catturare” molta della variabilità di secondo livello attribuibile alle caratteristiche individuali dei laureati.

5. Conclusioni

In questa nota si è cercato di giungere ad una prima conclusione relativamente all’effetto della riforma universitaria sui tempi di conseguimento del titolo, una delle maggiori criticità del sistema universitario italiano. Servendosi delle informazioni raccolte dal Consorzio *ALMALAUREA* nel “Profilo dei Laureati 2004” sono stati individuati, attraverso alcune ipotesi di lavoro, due diversi contingenti: i laureati “pre-riforma” (studenti immatricolati e laureati secondo il vecchio ordinamento) e i laureati “misti” (studenti immatricolati nel vecchio ordinamento ma laureati nel nuovo). Analizzando le variazioni di performance tra questi due gruppi relativamente alla durata delle carriere universitarie si è cercato di trarre le prime indicazioni sull’effetto della riforma.

Lo strumento di analisi utilizzato per ottenere risultati confrontabili tra loro è l’indice di durata degli studi, mentre il livello di aggregazione prescelto è stato il gruppo disciplinare.

Una prima analisi (paragrafo 3) ha riguardato i dati medi calcolati direttamente sul materiale informativo di base fornito da *ALMALAUREA*; in particolare, guardando la variazione percentuale esistente tra l’indice medio di durata degli studi dei laureati “misti” e pre-riforma sono stati individuati tre distinti sottoinsiemi di gruppi disciplinari. A fronte di alcuni gruppi per i quali la riforma non sembra aver comportato un grande cambiamento si collocano, da un lato, i gruppi linguistico ed economico-statistico per i quali si registra una diminuzione della durata degli studi, mentre dal lato opposto (prolungamento della durata) si trovano il gruppo chimico-farmaceutico, il gruppo ingegneria e quello giuridico.

Successivamente, sempre avendo come obiettivo la misura dell’eventuale impatto della riforma sui tempi di conseguimento del titolo ma “al netto” delle principali caratteristiche “controllabili”, sono stati stimati due modelli di regressione multilivello considerando come unità di primo livello di analisi i laureati e come unità di secondo livello i gruppi disciplinari. In particolare, i modelli specificati sono due modelli lineari gerarchici ad intercetta casuale in cui si suppone che l’effetto delle variabili esplicative sulla variabile risposta (l’indice di durata degli studi) sia costante tra gruppi.

Le variabili per le quali si è registrato un effetto significativamente positivo sulla durata della carriera universitaria, in entrambi i contingenti di laureati, sono sta-

ti la frequenza ai corsi superiore al 50% e la mancanza di un lavoro continuo durante gli studi; l'unica variabile con effetto significativamente negativo, in entrambi i modelli, è stata invece l'espressione da parte del laureato di un giudizio negativo sul carico di lavoro richiesto dal proprio corso di studi.

Andando poi a valutare nuovamente l'effetto della riforma sui tempi di conseguimento del titolo si vede che, avendo controllato le variabili di primo e secondo livello, la "graduatoria" di efficacia relativa dei vari gruppi disciplinari nei confronti del fenomeno in analisi risulta piuttosto modificata. Si osserva inoltre un notevole "smorzamento" degli effetti precedentemente stimati, a dimostrazione del fatto che attraverso i modelli multilivello si riesce a ridurre la variabilità del fenomeno. Conclusione quest'ultima che giustifica ampiamente la decisione di procedere all'analisi dei dati considerando esplicitamente la struttura su due livelli dei dati stessi e le caratteristiche individuali in gioco.

Riferimenti bibliografici

- ALMALAUREA (2005) *Profilo dei laureati 2004*, Consorzio Interuniversitario ALMALAUREA, Bologna.
- CHIANDOTTO B., BACCI S., BERTACCINI B. (2004) *I laureati e diplomati dell'Ateneo Fiorentino dell'anno 2000: profilo e sbocchi professionali*. Università degli Studi di Firenze.
- CHIANDOTTO B., MIGNOLI G.P. (2006) Gli effetti della riforma universitaria nell'opinione dei laureati del 2004. In: CROCETTA C. (a cura di) *Metodi e modelli per la valutazione del sistema universitario*, CLEUP, Padova: 163-186.
- CHIANDOTTO B., VARRIALE R. (2005) Un modello multilivello per l'analisi della durata degli studi universitari. In: CROCETTA C. (a cura di) *Modelli statistici per l'analisi della transizione università-lavoro*, CLEUP, Padova: 63-86
- HOX J.J. (2002) *Multilevel Analysis: Techniques and Applications*. LAWRENCE ERLBAUM ASSOCIATES. Mahwah (New Jersey). London.
- SAS INSTITUTE INC. (1999) *SAS/STAT® User's Guide. Version 8*. SAS Institute Inc.. Cary NC.
- SNIJDERS T., BOSKER R. (1999) *An Introduction to Basic and Advanced Multi-level Modeling*. Sage. London.
- VARRIALE R. (2004) *Tempi di conseguimento del titolo nell'Università degli Studi di Firenze nel periodo 1980-2000 e applicazione di un modello lineare gerarchico ai laureati nell'anno solare 2000*. Tesi di laurea. Università degli Studi di Firenze.

A Multilevel Model for the Analysis of the University Reform Effect on Students' Time to Degree

Summary. *In this paper we analyze one of the most critical aspects of the Italian University system, the time that students need to graduate, with particular reference to the recent University Reform. Using data collected by the national project ALMALAUREA, we separate the graduates in the year 2004 into two groups: students graduated in an "old" degree course and students enrolled in an old course but graduated in a "new" one. Comparing the graduation time of these two groups we can estimate the impact of the University Reform on this phenomenon in two different manners: without considering the individuals and institutional variables, and controlling for them through hierarchical two-level regression models. In these models we consider that the graduates (the first level of analysis) are naturally clustered in different groups of academic disciplines (the second level).*

Keywords: *Time needed to graduate. University Reform. Multilevel models. Hierarchical linear regression.*