

# L'abbandono degli studi universitari<sup>1</sup>

**Bruno Chiandotto, Caterina Giusti**

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

**Riassunto.** Nel lavoro si analizza il fenomeno dell'abbandono degli studi: una delle maggiori criticità del sistema universitario italiano. Per cercare di individuare le possibili determinanti del fenomeno è stata svolta un'analisi dei dati individuali relativi agli studenti immatricolati presso l'Ateneo fiorentino nel ventennio 1980-2000 e nell'a.a. 2001/02. Su questi ultimi dati è stato applicato un *modello di regressione logistica con intercetta casuale a due livelli* per valutare l'effetto "netto" esercitato sia dai fattori individuali che da quelli istituzionali (variabili relative ai corsi di studio). Tale modello tiene conto del fatto che gli studenti (unità di primo livello) risultano naturalmente aggregati in corsi di laurea (unità di secondo livello). Nelle analisi sono stati considerati abbandoni non solo le interruzioni effettive della carriera universitaria ed i trasferimenti verso altri Atenei, ma anche i passaggi tra corsi di laurea. **Parole chiave:** Abbandoni universitari, Analisi per coorti, Modelli multilivello, Regressione logistica multilivello.

## 1. Introduzione

Negli ultimi decenni il sistema universitario italiano si è caratterizzato, all'interno del panorama internazionale dell'istruzione terziaria, per la presenza ed il progressivo aggravamento di una serie di situazioni di particolare criticità; infatti, "qualunque sia la misura presa a riferimento, a partire dalle risorse finanziarie fino al numero dei laureati, il sistema universitario italiano appare debole ed arretrato, in sostanza non ancora *européo*" (Associazione TreeLLLe, 2003).

Un tale stato di cose non dipende tanto da una minore quota, rispetto agli altri Paesi europei, di giovani diplomati che decidono di intraprendere gli studi universita-

---

<sup>1</sup> Il presente lavoro è stato finanziato 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 L. Fabbris, coordinatore del gruppo di Firenze è B. 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 e l'impostazione del lavoro sono dovuti al contributo di entrambi gli autori, mentre le elaborazioni e l'implementazione del modello vanno attribuite a C. Giusti.

ri, quanto piuttosto dal fenomeno degli abbandoni: mediamente negli ultimi anni più del 25% degli studenti ha lasciato l'Università in Italia dopo un solo anno di corso, percentuale che s'incrementa notevolmente, come si avrà modo di verificare in seguito, negli anni successivi al primo (MURST, 1998).

Il fenomeno degli abbandoni, tipico del sistema universitario italiano, appare ancora più accentuato se si analizza la situazione dell'Università di Firenze; ciò induce a presumere che le conclusioni di un approfondimento conoscitivo su questo fenomeno utilizzando i dati fiorentini possano essere ragionevolmente estese anche a gran parte degli altri Atenei italiani.

Riguardo ai dati utilizzati si deve precisare che l'unità statistica di riferimento considerata non è l'intero Ateneo ma il singolo corso di studi; pertanto, sono stati considerati abbandoni non solo le interruzioni effettive della carriera universitaria ed i trasferimenti verso altri Atenei, ma anche i passaggi tra Corsi di Laurea effettuati all'interno dell'Università di Firenze. La motivazione alla base di tale scelta è che anche un semplice passaggio può costituire, di fatto, un importante punto di rottura della carriera universitaria di uno studente, comportando spesso una perdita di tempo e di risorse, sia per lo studente stesso sia per il corso di studi da lui scelto, del tutto simile a quella caratterizzante l'abbandono degli studi universitari.

L'individuazione delle possibili determinanti del fenomeno degli abbandoni dovrebbe suggerire interventi finalizzati alla eliminazione di una tale criticità<sup>2</sup>.

Il secondo paragrafo di questa nota è dedicato ad una sintetica illustrazione dei risultati dell'analisi finalizzata all'individuazione dell'eventuale influenza esercitata sull'esito degli studi universitari sia dal Corso di Laurea che da caratteristiche individuali, quali genere, residenza, diploma di scuola superiore ecc.<sup>3</sup>, relativamente agli immatricolati presso l'Università di Firenze negli anni accademici dal 1980/81 al 2000/01.

Nel terzo paragrafo vengono riassunti, altrettanto sinteticamente, i risultati della medesima analisi condotta relativamente ai 10053 studenti immatricolati presso l'Università degli Studi di Firenze nell'a.a. 2001/02<sup>4</sup>, anno in cui è entrata in vigore la riforma dei cicli e degli ordinamenti didattici dell'Università italiana

---

<sup>2</sup> Sul problema della valutazione dei processi formativi finalizzata all'eliminazione di eventuali criticità presenti nel sistema si veda Chiandotto B. (2002).

<sup>3</sup> Una trattazione più dettagliata si trova in Giusti C. (2004), un altro significativo contributo sull'argomento è stato fornito da Bulgarelli G. (2002).

<sup>4</sup> Anche in questo caso si tratta di un'esposizione estremamente sintetica; maggiori dettagli si trovano in Giusti C. (2004). Conviene in ogni caso precisare che i dati considerati per le analisi dei primi due paragrafi provengono dall'archivio amministrativo dell'Università degli Studi di Firenze e sono stati messi a disposizione dall'Ufficio Servizi Statistici e Controllo di Gestione dell'Ateneo. Attraverso tali informazioni si è proceduto a classificare come "abbandoni" gli studenti che nei periodi di tempo considerati risultavano aver effettuato un passaggio di corso, un trasferimento ad altro Ateneo, aver presentato domanda di rinuncia agli studi o non aver rinnovato l'iscrizione nello stesso Corso di Laurea ("abbandoni impliciti").

Per pervenire alla misura dell'effetto "netto" eventualmente esercitato da possibili determinanti (sia individuali che istituzionali) del fenomeno degli abbandoni si è fatto ricorso, facendo sempre riferimento agli immatricolati dell'a.a. 2001/02, ai modelli gerarchici o di regressione multilivello che, com'è noto, hanno la principale caratteristica di tenere in considerazione la struttura gerarchica dei dati oggetto di studio. I risultati delle analisi condotte sono riportati nel quarto paragrafo; alcune sintetiche conclusioni completano la nota.

## **2. Esito degli studi universitari degli immatricolati nell'Ateneo fiorentino nel periodo 1980-2000**

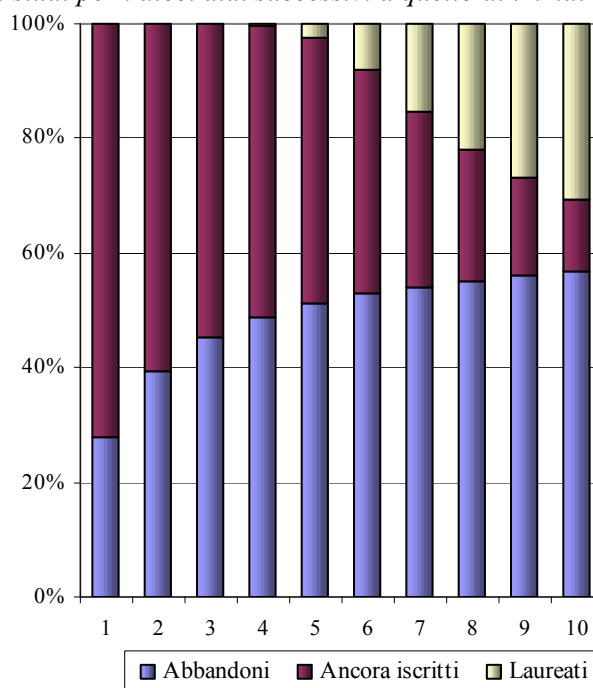
In questo paragrafo viene offerto un quadro descrittivo<sup>5</sup> dell'esito degli studi degli immatricolati presso l'Ateneo di Firenze negli anni accademici tra il 1980/81 ed il 2000/01, rivolgendo particolare attenzione al fenomeno degli abbandoni.

Per analizzare tutte le informazioni disponibili si sarebbero potuti seguire due principali approcci: l'analisi "per contemporanei" o "trasversale" e l'analisi "per coorti" o "longitudinale". In questa sede è stato adottato l'approccio longitudinale; scegliendo come evento di comune origine l'immatricolazione presso l'Università di Firenze in un determinato anno accademico, sono state individuate all'interno della popolazione oggetto di studio 21 distinte coorti.

A tale proposito bisogna osservare che l'analisi degli esiti delle carriere mette in evidenza il principale difetto dell'approccio per coorti, ovvero la possibilità di valutare solamente i dati meno recenti, cioè quelli che si ottengono dopo aver osservato ogni coorte per un certo numero di anni, in modo che ciascun individuo abbia avuto il tempo di "sperimentare" il suo esito finale. In realtà, il fenomeno degli abbandoni "colpisce soprattutto gli iscritti ai primi due anni che, insieme, raccolgono più della metà delle mancate reiscrizioni complessive" (Istat, 2003); infatti, il Ministero dell'Istruzione, dell'Università e della Ricerca, nell'indagine sull'abbandono universitario condotta nel 2001, ha scelto di quantificare tale fenomeno proprio attraverso il numero di abbandoni tra il primo ed il secondo anno di corso. L'applicazione di tale

---

<sup>5</sup> Gli studenti immatricolati, ovvero "iscritti per la prima volta al primo anno di un Corso di Laurea o di Diploma Universitario" secondo la definizione dell'Istat, sono stati classificati in base al Corso di Laurea di prima iscrizione; per tali studenti si dispone di informazioni classificabili in "variabili d'ingresso" (principalmente dati anagrafici e relativi agli studi preuniversitari), "di soggiorno" (per esempio informazioni su eventuali passaggi di corso, rinunce) e "d'uscita" (esito finale degli studi). Le variabili d'ingresso e quelle "in itinere" rappresentano i fattori individuali, o variabili esplicative, che si suppone possano influenzare l'esito e la durata degli studi. Tali informazioni risultano aggiornate, per ciascuna delle unità di analisi, al 31 luglio 2003.

**Figura 1.** *Esito degli studi per i dieci a.a. successivi a quello di immatricolazione (valori %)*

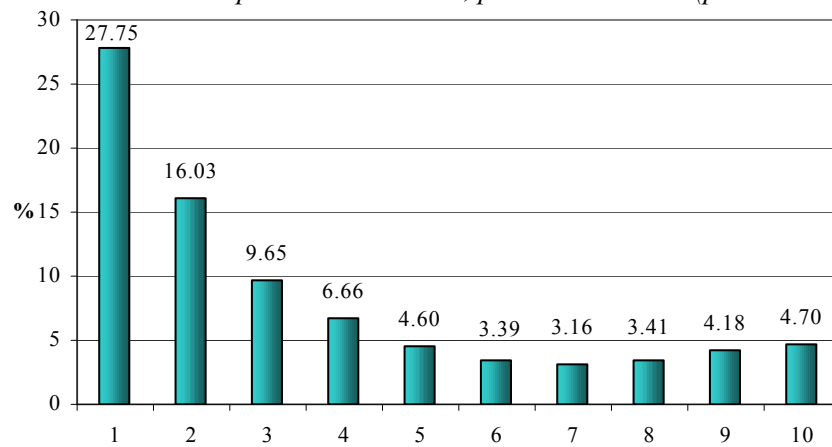
metodologia d'analisi ha consentito, pertanto, di valutare il fenomeno dell'abbandono per tutte le 21 coorti considerate senza alcuna censura, dal momento che il tempo minimo di osservazione risultava pari a tre anni (coorte 2000/01).

Se si considerano i soli 116841 studenti che si sono immatricolati dall'a.a. 1980/81 al 1993/94, ovvero le generazioni per le quali si dispone di almeno dieci anni di osservazione, risulta immediatamente evidente come il fenomeno dell'abbandono del Corso di Laurea di prima immatricolazione assuma nell'Ateneo fiorentino dimensioni alquanto preoccupanti; la percentuale media di studenti che abbandonano il proprio CdL durante il primo anno è infatti pari al 27.8% (cfr. Figura 1), cioè a più di un quarto del totale degli iscritti. Se si considerano gli abbandoni nei primi due anni, la quota di studenti che lasciano il proprio corso sale al 39.3%, mentre la percentuale degli abbandoni nei primi tre anni risulta pari al 45.2%.

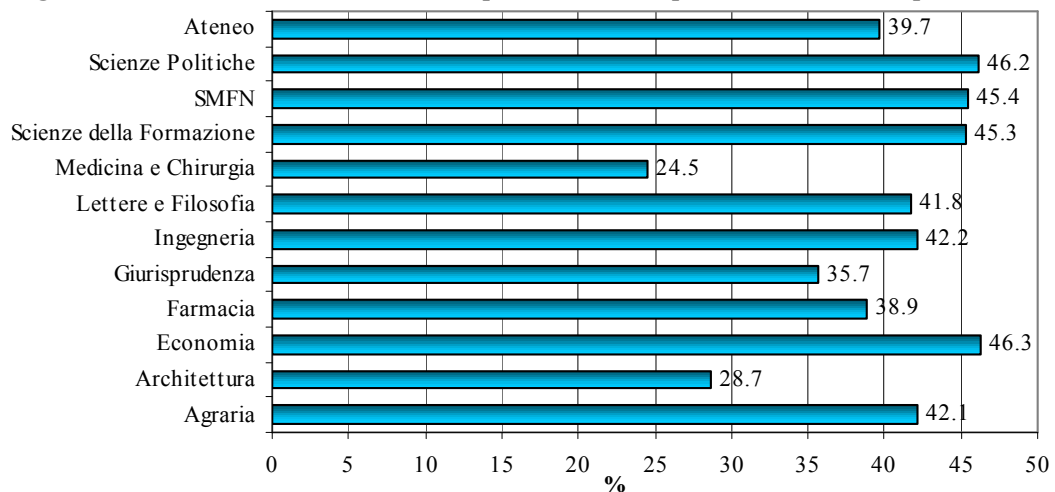
A dieci anni di distanza dall'immatricolazione, si osserva una percentuale media di studenti laureati nel Corso di Laurea di immatricolazione pari ad appena il 30.5% del contingente iniziale, mentre la quota complessiva di abbandoni è pari al 56.8% delle matricole; una frazione non trascurabile di studenti (12.7%) risulta infine ancora iscritta allo stesso CdL dopo dieci anni di carriera universitaria.

Analizzando le percentuali di abbandono in ogni singolo anno (cfr. Figura 2), si ottiene conferma del fatto che il fenomeno della mancata reinscrizione nel Corso di

**Figura 2.** Abbandoni nel periodo 1980-2000, per anno di corso (percentuali medie).



**Figura 3.** Tasso medio di abbandono dopo due anni nel periodo 1980-2000, per Facoltà.



Laurea di prima immatricolazione riguardi prevalentemente il primo anno ed il secondo anno di corso.

Nella Figura 3 sono riportate le percentuali medie di abbandono, calcolate su tutto il ventennio, nei primi due anni di corso. Rispetto ad un valore medio di Ateneo pari al 39.7%, si osservano valori molto elevati per le Facoltà di Economia (46.3%), Scienze Politiche (46.2%), SMFN e Scienze della Formazione (entrambe con valori attorno al 45.5%).

All'opposto, i valori più bassi si osservano per Architettura (28.7%) e Medicina e Chirurgia (24.5%). La netta caratterizzazione di queste due Facoltà fa pensare che le limitazioni al numero massimo di immatricolazioni, esistenti a Firenze proprio

per questi due indirizzi di studio (anche se non nell'intero ventennio), possano influenzare la probabilità di abbandono; infatti, poiché è necessario superare una prova di ammissione prima di potersi iscrivere, si può supporre che gli studenti che vi riescono siano più motivati rispetto a quelli che si immatricolano ad un Corso di Laurea ad accesso libero.

Studiando il fenomeno dell'abbandono più dettagliatamente<sup>6</sup>, si osservano percentuali relative a Corsi di Laurea appartenenti alla stessa Facoltà anche molto diverse tra loro; l'analisi condotta a livello di Facoltà risulta perciò, in un certo senso, "distorta", in quanto i valori di Facoltà rappresentano una media tra tutti i CdL e non consentono di cogliere le differenze esistenti fra i vari indirizzi di studio. Stato di fatto questo che suggerisce, naturalmente, un'analisi del fenomeno degli abbandoni a livello di Corso di Laurea. Nel processo teso all'individuazione delle possibili determinanti del fenomeno degli abbandoni risulta di una certa utilità misurare il grado di associazione tra la proporzione di studenti che hanno abbandonato gli studi nei primi due anni di corso e altri caratteri ritenuti rilevanti ai fini dell'analisi condotta. Si è pertanto proceduto al computo degli indici  $V$  di Cramer e *Chi-quadro* di Pearson; i risultati delle elaborazioni effettuate sono riportati nella Tabella 1.

**Tabella 1.** *Statistiche d'associazione: periodo 1980 - 2000.*

Caratteri: <b>esito dopo 2 anni</b> vs	<i>Statistica</i>	<i>Valore</i>	<i>GdL</i>	<i>Prob</i>
<b>Anno d'immatricolazione</b>	Chi-quadro V di Cramer	481.1453 0.0526	20	<.0001
<b>Facoltà</b>	Chi-quadro V di Cramer	3514.2521 0.1421	10	<.0001
<b>Corso di Laurea</b>	Chi-quadro V di Cramer	4635.6176 0.1632	41	<.0001
<b>Sesso</b>	Chi-quadro V di Cramer	274.1894 -0.0397	1	<.0001
<b>Voto di Maturità</b>	Chi-quadro V di Cramer	4033.9811 0.1542	12	<.0001
<b>Tipo di Maturità</b>	Chi-quadro V di Cramer	9210.3959 0.2324	3	<.0001
<b>Residenza</b>	Chi-quadro V di Cramer	246.1852 0.0376	5	<.0001
<b>Regolarità studi superiori</b>	Chi-quadro V di Cramer	10507.1918 0.2457	5	<.0001
<b>Ritardo immatricolazione</b>	Chi-quadro V di Cramer	6377.0199 0.1933	7	<.0001

<sup>6</sup> Per i dati relativi ai singoli Corsi di Laurea si rimanda a Giusti C. (2004).

Dall'esame dei dati riportati nella tabella si rileva un discreto livello di associazione fra l'esito degli studi entro 2 anni dall'immatricolazione e la Facoltà di appartenenza dello studente; ancor più significativo risulta però il dato relativo alla relazione fra esito e Corso di Laurea, il che sottolinea ancora una volta come condurre un'analisi al solo livello di Facoltà comporti necessariamente una perdita d'informazioni. Non viene, invece, evidenziata alcuna relazione tra il sesso e l'esito degli studi.

Il tipo di studi preuniversitari svolti ed il voto conseguito risultano fortemente connessi al tasso di abbandono; infatti, la percentuale media di studenti che decidono di abbandonare entro due anni gli studi nel Corso di Laurea di immatricolazione è pari al 29.4% tra i liceali, mentre sale notevolmente tra i diplomati presso istituti tecnici e professionali, per i quali tale quota è pari rispettivamente al 52.7% e 60.2%. Tali valori risultano pressoché stabili per tutte le coorti considerate.

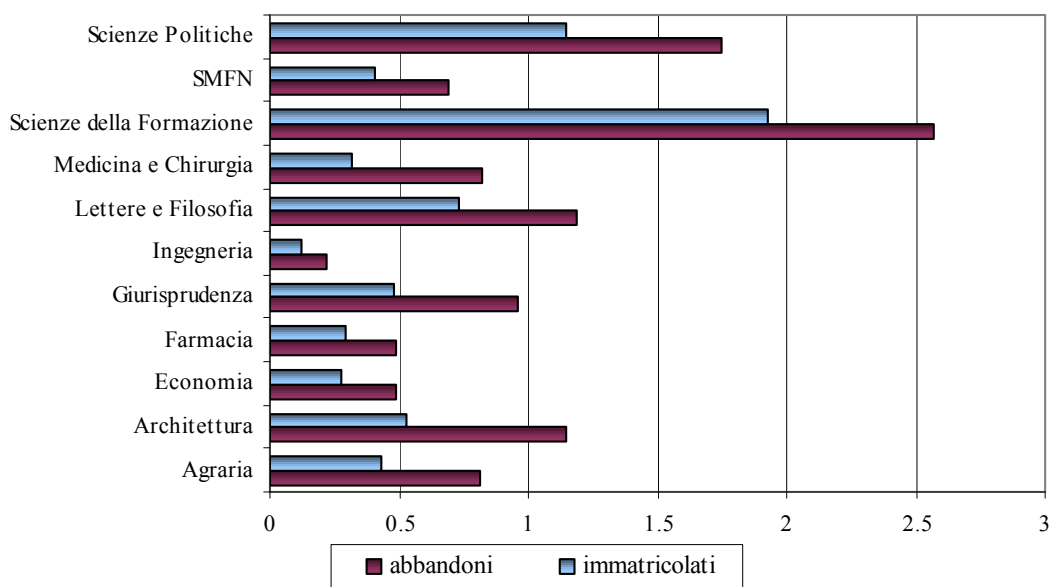
Per quanto riguarda il voto alla maturità, si rileva che passando da una classe di voto a quella superiore il tasso medio di abbandono diminuisce di quasi due punti percentuali.

Meno significativa risulta invece l'analisi del tasso di abbandono condotta distinguendo gli studenti delle varie coorti in base alla propria residenza, come mostrato anche dai valori delle due statistiche calcolate. L'unica rilevante differenza che si osserva è quella tra il dato relativo ai residenti fuori regione ed i toscani: mentre per i primi la percentuale media di abbandoni è circa del 37%, per i residenti a Firenze o in una qualsiasi delle altre province toscane è leggermente superiore, attorno al 40.2%.

Per quanto riguarda l'influenza di eventuali "irregolarità" sperimentate nel percorso scolastico sull'esito degli studi universitari, emerge una netta distinzione tra il tasso di abbandono entro due anni degli studenti "regolari" e non: tra coloro che hanno conseguito la maturità a più di 19 anni si osserva una percentuale media di abbandono superiore di quasi il 20% rispetto ai diplomati entro i 19 anni, e tale differenza è pressoché costante per tutte le coorti analizzate.

Un'ulteriore conferma all'ipotesi che iniziare l'Università ad un'età più avanzata rispetto a quella normalmente prevista possa costituire un ostacolo al proseguimento degli studi deriva infine dall'analisi del tempo medio di attesa tra il conseguimento del diploma e l'immatricolazione all'Università (cfr. Figura 4).

Osservando la Figura 4 risulta evidente che coloro che abbandonano il proprio CdL hanno atteso prima dell'immatricolazione un tempo medio maggiore di coloro che invece sono ancora iscritti dopo 2 anni. Tale fenomeno appare differenziato a livello delle singole facoltà, come evidenziato in figura. I valori del *Chi-quadro* di Pearson e dell'indice *V* di Cramer (cfr. Tabella 1) confermano il significativo livello di associazione che lega l'esito degli studi dopo due anni sia con l'età al conseguimento del diploma di maturità che con il tempo di attesa prima dell'immatricolazione, reso discreto attraverso la suddivisione in 8 classi distinte.

**Figura 4.** Tempo medio di attesa prima dell'immatricolazione, per Facoltà e esito.

### 3. Gli abbandoni degli immatricolati nell'a.a. 2001/02

Le matricole del 2001/02 che alla fine del giugno 2003 rientravano nella categoria degli abbandoni dopo il primo anno di Università erano 2908 su 10053, ovvero il 28.9% del totale degli iscritti; tale valore è inferiore sia al 32.3% della coorte 2000/01 che al 29.9% di quella immediatamente precedente.

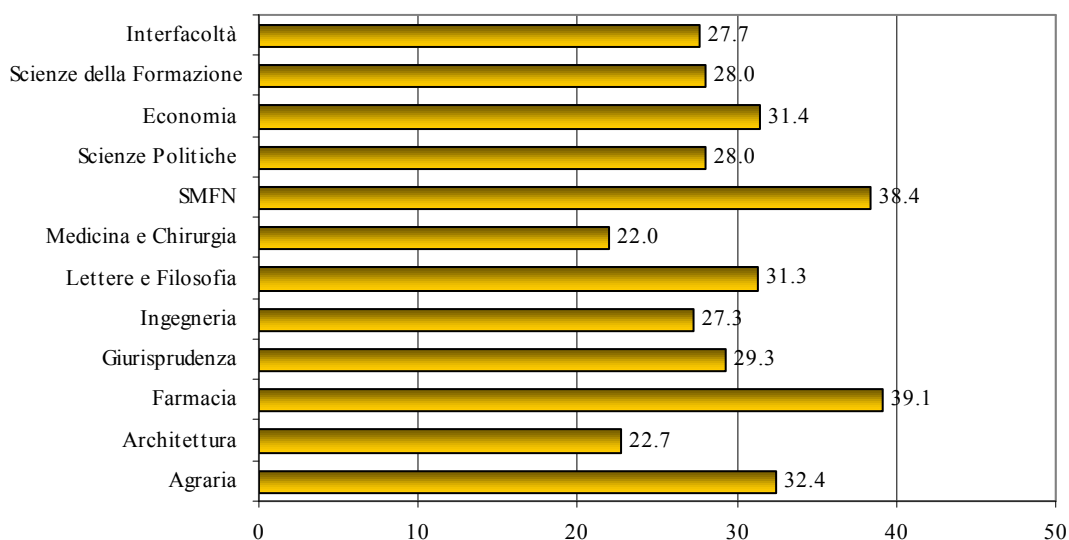
Come si è avuto modo di osservare nel corso del primo paragrafo, maggiori indicazioni dovrebbero derivare dall'analisi del fenomeno condotta a livello delle Facoltà e, soprattutto, dei singoli corso di studi. I dati a livello di Facoltà sono riportati nella Figura 5.

A livello di Facoltà le quote più elevate di mancate iscrizioni al secondo anno sono state registrate a Farmacia (39.1%) ed a SMFN (38.4%); seguono Agraria, Economia e Lettere e Filosofia, tutte attorno al 32% di abbandoni, mentre per Giurisprudenza, Scienze della Formazione, Scienze Politiche, Ingegneria ed i corsi Interfacoltà tale valore scende a circa il 28%. Le quote più basse si osservano infine per Architettura e Medicina e Chirurgia, rispettivamente con il 22.7% ed il 22%.

Per quanto riguarda i dati relativi ai singoli Corsi di Laurea<sup>7</sup> si vede che le percentuali di abbandono più elevate appartengono a Facoltà di indirizzo prevalen-

<sup>7</sup> Per i dati relativi ai singoli Corsi di Laurea si rimanda a Giusti C. (2004).



**Figura 5.** Abbandoni dopo un anno degli immatricolati nell'a.a. 2001/02, per Facoltà (%).

temente scientifico, anche se diversi CdL appartengono alla Facoltà di Lettere. Si osserva inoltre che molti di questi corsi di studio sono tra quelli di nuova istituzione; si può allora ipotizzare che tali corsi siano riusciti ad “attirare” un numero piuttosto consistente di studenti, che però si sono successivamente resi conto di non essere veramente interessati a quei percorsi di studio. Infine, l'estrema variabilità riscontrata tra Corsi di Laurea della stessa Facoltà porta a concludere che anche per la coorte dell'a.a. 2001/02 emerge la necessità di analizzare il fenomeno degli abbandoni dopo un anno proprio a tale livello di osservazione.

Anche per questi dati si è proceduto alla misura del grado di associazione tra proporzione di studenti che hanno abbandonato gli studi nel primo anno di corso e i principali caratteri individuali; i risultati dell'elaborazioni effettuate sono riportati nella Tabella 2.

Relativamente al sesso degli studenti, si osserva un valore significativo per l'associazione di tale variabile con l'esito degli studi sia tra il totale degli studenti che tra i soli abbandoni<sup>8</sup>; il valore della  $V$  di Cramer evidenzia però, in entrambi i casi, un'intensità di legame piuttosto bassa, indicando quindi che l'esito degli studi dopo un solo anno non sembra eccessivamente associato al sesso degli studenti.

<sup>8</sup> Relativamente agli immatricolati nell'a.a. 2001/02, a differenza dell'elaborazione illustrata nel paragrafo precedente, è risultato possibile condurre le analisi distinguendo quattro diverse tipologie di abbandono: il passaggio di Corso di Laurea, il trasferimento ad altro Ateneo, la rinuncia formale agli studi e la mancata reinscrizione al secondo anno di corso, categoria quest'ultima dei cosiddetti “abbandoni impliciti”.

**Tabella 2.** *Statistiche d'associazione: anno accademico 2001/02.*

Caratteri: <b>esito dopo 1 anno</b> vs	<i>Statistica</i>	<i>Valore</i>	<i>GdL</i>	<i>Prob</i>
<b>Genere (Tutti gli studenti)</b>	Chi-quadro V di Cramer	49.1868 0.0699	4	<.0001
<b>Genere (Solo abbandoni)</b>	Chi-quadro V di Cramer	6.3306 0.0467	3	<.0001
<b>Facoltà (Tutti gli studenti)</b>	Chi-quadro V di Cramer	86.3551 0.0927	11	<.0001
<b>Facoltà (Solo abbandoni)</b>	Chi-quadro V di Cramer	262.3537 0.1734	33	<.0001
<b>Residenza (Tutti gli studenti)</b>	Chi-quadro V di Cramer	320.3917 0.0927	16	<.0001
<b>Residenza (Solo abbandoni)</b>	Chi-quadro V di Cramer	273.5687 0.1771	12	<.0001
<b>Maturità (Tutti gli studenti)</b>	Chi-quadro V di Cramer	414.5744 0.1172	12	<.0001
<b>Maturità (Solo abbandoni)</b>	Chi-quadro V di Cramer	258.3219 0.1721	9	<.0001
<b>Voto Maturità (Tutti gli studenti)</b>	Chi-quadro V di Cramer	328.5039 0.0917	32	<.0001
<b>Voto Maturità (Solo abbandoni)</b>	Chi-quadro V di Cramer	119.1988 0.1189	24	<.0001
<b>Maturità (Tutti gli studenti)</b>	Chi-quadro V di Cramer	414.5744 0.1172	12	<.0001
<b>Maturità (Solo abbandoni)</b>	Chi-quadro V di Cramer	258.3219 0.1721	9	<.0001
<b>Voto Maturità (Tutti gli studenti)</b>	Chi-quadro V di Cramer	328.5039 0.0917	32	<.0001
<b>Voto Maturità (Solo abbandoni)</b>	Chi-quadro V di Cramer	119.1988 0.1189	24	<.0001
<b>Regolarità studi preuniv. (Tutti gli studenti)</b>	Chi-quadro V di Cramer	423.8752 0.2054	4	<.0001
<b>Ritardo immatricolazione (Tutti gli studenti)</b>	Chi-quadro V di Cramer	188.8819 0.1371	7	<.0001
<b>Ritardo immatricolazione (Solo abbandoni)</b>	Chi-quadro V di Cramer	282.3551 0.1799	21	<.0001

La Facoltà d'immatricolazione dello studente mostra, attraverso il calcolo delle statistiche di associazione, un legame leggermente più forte con l'esito degli studi rispetto a quanto osservato relativamente al sesso, e ciò risulta vero, in particolare, andando a distinguere tra i diversi tipi di abbandono.

Passando all'esame delle altre possibili determinanti degli abbandoni, si rileva che la residenza, così come era emerso anche dall'analisi relativa alle coorti di immatricolati dal 1980/81 al 2000/01, non sembra esercitare una particolare influenza sull'esito degli studi.

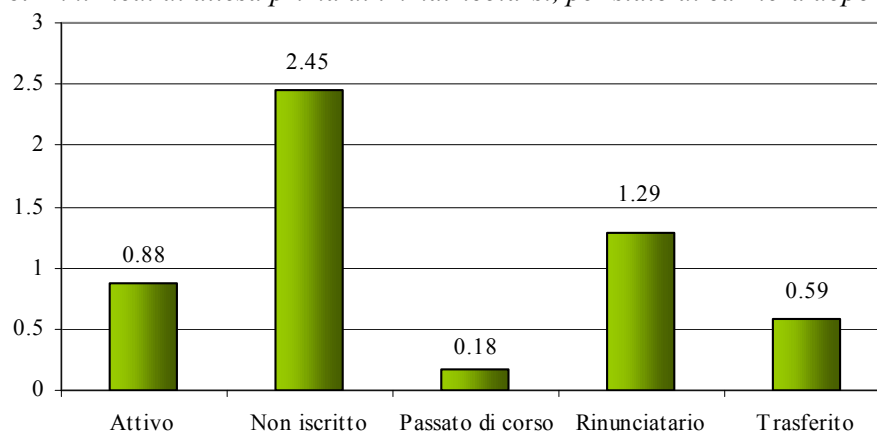
Il tipo di maturità conseguita e la relativa votazione, come si è già avuto modo di rilevare, mostrano invece un'influenza molto significativa sull'esito degli studi dopo un anno: la percentuale di studenti che hanno conseguito la maturità liceale, classica o scientifica, è particolarmente bassa (23.7%) tra gli abbandoni impliciti, ed è inferiore alla media osservata per tutti gli immatricolati anche tra coloro che hanno presentato domanda di rinuncia (34.5%).

Ancora più interessante risulta l'analisi del voto conseguito alla maturità: gli studenti che hanno abbandonato il Corso di Laurea presentano una distribuzione della votazione al diploma spostata verso le classi più basse di voto; infatti, la percentuale registrata per gli abbandoni è sempre superiore a quella generale nelle classi da 60 a 75 centesimi, con una differenza massima nella classe di votazione più bassa, 60-62; mentre la quota di studenti presenti nelle classi da 75 a 100 centesimi è invece sempre inferiore per gli abbandoni e, anche in questo caso, la differenza massima si osserva per la classe di voto estrema, quella dei 100/100.

L'utilità di distinguere gli studenti secondo il tipo di abbandono è particolarmente evidente proprio nell'analisi del voto di conseguimento del diploma: il voto medio ottenuto è infatti superiore alla media generale, calcolata su tutti gli immatricolati, sia per i trasferiti che per i passati ad altro Corso di Laurea; inferiore alla media è invece il dato relativo ai rinunciatari ed agli impliciti.

La forte associazione della regolarità della carriera preuniversitaria con l'esito degli studi alla fine del primo anno è confermata anche dal valore della  $V$  di Cramer, piuttosto elevato (cfr. Tabella 2) sia fra tutti gli studenti che tra i soli abbandoni.

Un ultimo interessante aspetto da considerare riguarda il tempo di attesa tra il conseguimento del diploma e l'iscrizione all'Università. È resumibile, infatti, che gli studenti che si immatricolano nello stesso anno in cui conseguono la maturità abbiano un maggiore interesse verso la loro carriera universitaria, non avendo probabilmente nemmeno provato a cercare lavoro o ad intraprendere un altro percorso formativo. I dati (cfr. Figura 6) sembrano confermare questa ipotesi, dal momento che il tempo medio di attesa passa dallo 0.88 degli ancora attivi dopo un anno all'1.13 osservato in media tra coloro che abbandonano. Ancor più interessante è il dato relativo alle diverse tipologie di abbandono: coloro che lasciano il Corso di Laurea di immatricolazione effettuando un passaggio hanno un'attesa media molto bassa, addirittura inferiore a quella degli ancora attivi. Opposto è invece il discorso riguardante coloro che sospendono semplicemente gli studi, mentre un risultato intermedio si osserva infine per gli studenti che abbandonano in seguito ad un trasferimento o alla presentazione di una rinuncia formale agli studi.

**Figura 6.** Anni medi di attesa prima di immatricolarsi, per stato di carriera dopo un anno.

Occorre tuttavia ricordare che è necessario essere molto cauti nel trarre conclusioni, poiché in questa analisi si classificano gli studenti in base al loro stato di carriera dopo un solo anno di corso; la distribuzione che ne deriva ha quindi caratteristiche del tutto peculiari, e differisce sicuramente da quella che sarà possibile calcolare non appena saranno disponibili i dati relativi agli anni accademici successivi.

#### 4. Il modello gerarchico a due livelli

Come anticipato nell'introduzione, per procedere ad una più soddisfacente individuazione delle possibili determinanti degli abbandoni universitari si è fatto ricorso ai modelli di regressione multilivello<sup>9</sup>.

Nei due paragrafi precedenti è stato analizzato il fenomeno degli abbandoni degli studi universitari nell'Ateneo fiorentino sia relativamente al periodo 1980-2000 che all'a.a. 2001/02, utilizzando prevalentemente tecniche statistiche di tipo descrittivo; tali tecniche non consentono di pervenire ad una misura dell'effetto netto delle determinanti (fattori esplicativi) del fenomeno di interesse, che nel caso specifico è rappresentato dalla probabilità individuale di abbandonare il corso di studi di prima immatricolazione. Tale possibilità è invece offerta dai modelli di regressione e, in particolare, dai modelli di regressione di tipo multilivello.

In proposito vale la pena ricordare che il ricorso ad un modello di regressione multilivello è consigliabile ogni volta che le unità su cui si rileva il fenomeno oggetto di studio (dette unità di primo livello) risultano naturalmente aggregate in gruppi dif-

<sup>9</sup> Al riguardo si possono consultare, tra gli altri, i volumi di Goldstein H. (2003) e Snijders T., Bosker R. (1999).

ferenti (unità di secondo livello), che a loro volta possono essere aggregate 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, gli studenti (unità di primo livello) risultano naturalmente aggregati in Corsi di Laurea (unità di secondo livello).

La finalità che s'intende perseguire attraverso il ricorso ai modelli di regressione multilivello è, dunque, l'individuazione delle variabili maggiormente esplicative dell'abbandono degli studi misurando anche, nel contempo, l'incidenza del fenomeno stesso. I dati cui si farà riferimento sono quelli relativi agli immatricolati dell'a.a. 2001/02, il che consente un approfondimento conoscitivo del fenomeno limitatamente agli abbandoni che si registrano ad un solo anno dall'immatricolazione.

La variabile risposta presa in considerazione è la situazione al 30/06/2003 degli immatricolati dell'Ateneo fiorentino nell'a.a. 2001/02; le modalità che essa può assumere sono due: lo studente non si è iscritto allo stesso corso di studi oppure lo studente si è iscritto allo stesso corso. Trattandosi di una variabile binaria, il modello prescelto è stato il modello di tipo logistico a due livelli, preferito ad un modello di tipo probit per la maggiore facilità di interpretazione dei risultati attraverso il calcolo degli odds<sup>10</sup>.

Per quanto riguarda le unità di primo livello, ovvero tutti gli studenti immatricolati per la prima volta all'Università di Firenze nell'a.a. 2001/02, si disponeva di un totale di 10053 individui, ma per alcuni di questi studenti non si possedeva l'informazione su due interessanti variabili di analisi, il titolo di studio di scuola superiore ed il relativo voto conseguito. Alla fine si è potuto disporre, quindi, di 9770 unità di primo livello, dal momento che gli individui con dati mancanti sono stati esclusi automaticamente dalla procedura.

Le unità di secondo livello sono i Corsi di Laurea attivati presso l'Ateneo fiorentino nell'a.a. 2001/02. Su un totale di 99 Corsi di Laurea sono state però considerate solo 83 unità, dal momento che alcune di esse possedevano un numero di studenti molto esiguo, addirittura inferiore a 10; si è allora deciso, per includere comunque nell'analisi tali studenti, di aggregare tra loro alcuni dei Corsi di Laurea.

Coerentemente a quanto suggerito dalla teoria, i passi della procedura di stima impiegata sono stati:

- stima del **modello nullo**, al fine di verificare, attraverso la stima della varianza dei residui di secondo livello, la ragionevolezza del ricorso ad un'analisi multilivello;
- stima del **modello a intercetta casuale** comprendente tutte le variabili di primo livello (comprese le interazioni) risultate significative<sup>11</sup>;

---

<sup>10</sup> Gli odds sono dati dal rapporto tra la probabilità che uno studente abbandoni il corso di studi di immatricolazione rispetto alla probabilità che lo stesso studente si iscriva allo stesso corso.

<sup>11</sup> Si segnala che, nel caso trattato, tutte le variabili inserite nel modello sono risultate significative.

- stima del **modello a intercetta casuale finale**<sup>12</sup> (due livelli) costituito dalle sole variabili di primo e secondo livello (comprese le interazioni) risultate significative.

Di seguito verranno riportati e commentati in forma estesa soltanto i risultati relativi alla stima del *modello a intercetta casuale finale*, cioè del modello gerarchico di regressione logistica a due livelli ad intercetta casuale:

$$y_{ij} = \text{logit}(P_{ij}) = \gamma_0 + \sum_{h=1}^r \gamma_h X_{hij} + U_{0j}, \quad U_{0j} \sim N(0, \tau_0^2)$$

La variabile risposta utilizzata è misurata al primo livello, il livello individuale, ed è dicotomica, ovvero

$$y_{ij} = \begin{cases} 1 & \text{se lo studente } i \text{ del CdL } j \text{ abbandona} \\ 0 & \text{se non abbandona} \end{cases}$$

mentre le variabili esplicative  $X_h$  sono sia di primo che di secondo livello (ovvero relative ai CdL) e sono sia continue che categoriche.

$P_{ij}$  indica la probabilità di abbandono dello studente  $i$  del CdL  $j$ , e quindi si ha:

$$y_{ij} | U_{0j} \sim \text{Bernoulli}(P_{ij})$$

Gli  $U_{0j}$ , che costituiscono l'elemento distintivo del modello gerarchico, rappresentano gli effetti casuali relativi alle unità di secondo livello. Tali entità, dunque, esprimono l'effetto residuo esercitato da ciascun CdL nei riguardi della variabile risposta, una volta controllato l'effetto delle covariate  $X_h$ . Relativamente a tali componenti casuali si ipotizza una distribuzione normale, con media nulla e varianza costante  $\tau_0^2$ .

La procedura utilizzata per stimare il modello di regressione logistica a due livelli è la PROC NLMIXED<sup>13</sup> del software SAS-STAT.

<sup>12</sup> Si puntualizza che sono stati testati anche modelli con coefficienti casuali; in questo caso però l'algoritmo di massimizzazione della funzione di verosimiglianza non ha mai raggiunto la convergenza.

<sup>13</sup>Tale procedura prevede la specificazione del predittore lineare, come funzione delle variabili esplicative, e della funzione *link* utilizzata. Quando la convergenza viene raggiunta con successo, l'*output* di questa procedura fornisce la stima dei parametri, del loro errore standard e include inoltre, relativamente a ciascun singolo parametro, la verifica della sua significatività attraverso il test  $t$  di Wald. Una migliore procedura di convergenza può essere assicurata dalla specificazione del valore iniziale dei parametri da stimare, valori altrimenti posti uguali ad uno di *default*.

Per quanto riguarda la procedura di stima, è importante sottolineare che la PROC NLMIXED massimizza un'approssimazione numerica dell'esatta verosimiglianza marginale del modello non lineare, attraverso il *metodo di quadratura di Gauss-Hermite*. Questo fa sì che la misura della Devianza fornita nell'*output* possa essere utilizzata per confrontare modelli diversi attraverso il test del Rapporto di Verosimiglianza; bisogna rilevare, tuttavia, che la procedura non prevede la possibilità di calcolare tale tipo di test, che deve quindi essere calcolato "manualmente". Una caratteristica interessante del metodo di quadratura utilizzato dalla PROC NLMIXED è che questo risolve l'integrale della verosimiglianza marginale utilizzando la cosiddetta versione *adattiva* del *metodo di Gauss-Hermite*. Tale versione fornisce un'approssimazione dell'integrale generalmente più accurata di quella che si otterrebbe con la *quadratura di Gauss-Hermite* "standard" che utilizza il medesimo numero di punti di quadratura (SAS INSTITUTE INC., 1999).

#### 4.1 Il modello stimato ed i risultati ottenuti

Come già segnalato, il primo passo della procedura ha previsto la stima di un modello di regressione a due livelli senza variabili esplicative, ovvero del cosiddetto *modello nullo*:

$$\text{logit}(P_j) = \gamma_0 + U_{0j}$$

Attraverso tale modello è stato possibile valutare la significatività del parametro  $\tau_0^2$ , che esprime la varianza dei residui di secondo livello  $U_{0j}$ ; si è provveduto infatti a confrontare la Devianza (che corrisponde a meno due volte il logaritmo naturale della *verosimiglianza*) del modello precedente con quella ottenuta per lo stesso modello ma senza le componenti  $U_{0j}$ , svolgendo il test del Rapporto di Verosimiglianza.

In particolare, con la stima del modello nullo si è ottenuta una Devianza pari a 11563; per il modello nullo di regressione logistica ad un solo livello si è ottenuta invece una Devianza pari a 11724: anche tale informazione è stata calcolata attraverso la PROC NLMIXED, omettendo lo statement RANDOM relativo alle componenti casuali di secondo livello. Il relativo test del Rapporto di Verosimiglianza è risultato altamente significativo, indicando dunque che effettivamente il CdL di appartenenza dello studente ha un effetto significativo nel determinare la probabilità di abbandono.

Una volta verificata l'effettiva esistenza di un'organizzazione dei dati su due livelli di analisi, lo studio è proseguito con la stima del modello multilivello completo, ovvero contenente le variabili esplicative sia di primo che di secondo livello.

Relativamente alle variabili categoriche introdotte nel modello, si è reso necessario individuare per ciascuna di esse una modalità base o di riferimento nei confronti della quale valutare l'effetto di tutti gli altri livelli esistenti, come in una normale regressione logistica. Relativamente a tale aspetto si è scelto di considerare come modalità base di ciascuna covariata la caratteristica più diffusa nella popolazione di studio, secondo i risultati ottenuti attraverso l'analisi descrittiva preliminare; l'individuo che possiede tutte queste caratteristiche verrà denominato *individuo base*<sup>14</sup>.

Le variabili esplicative prese in considerazione per la stima del modello completo sono state scelte sulla base delle analisi descrittive svolte, di cui molto sommariamente riferito nei paragrafi precedenti, e sulla base della conoscenza del fenomeno che è basata anche su un'indagine telefonica rivolta agli immatricolati dell'a.a. 2001/02 che non risultavano iscritti allo stesso corso di studi al 30 giugno 2003<sup>15</sup>.

<sup>14</sup> Relativamente all'unica variabile continua disponibile, il voto di conseguimento del diploma di scuola media superiore, si è scelto di calcolare per ciascuno studente lo scarto tra il voto da lui conseguito ed il valore medio calcolato all'interno del suo CdL. Si è scelto dunque di utilizzare l'approccio *group mean centering*, che consente di considerare il cosiddetto "frog-pond effect" (Hox J.J., 2002). In termini relativi all'istruzione, questa teoria si riferisce al fatto che uno studente dotato di media intelligenza può essere considerato molto intelligente se si trova in una classe in cui gli altri studenti sono molto scarsi, oppure poco intelligente se i suoi compagni sono tutti molto capaci.

<sup>15</sup> Per comprendere i motivi all'origine della scelta di abbandonare dopo un solo anno il Corso di Laurea di immatricolazione da parte degli studenti iscritti nell'a.a. 2001/2002, nel luglio 2003 è stata ef-

In particolare, le caratteristiche individuali e le relative covariate di primo livello considerate nel modello sono state:

- ✓ il **genere**: la variabile considerata ( *Sesso*) è dicotomica ed assume valore 0 se lo studente è femmina, 1 se maschio;
- ✓ il **tipo di maturità**: tale variabile è stata introdotta nel modello attraverso la creazione di tre *dummy*; avendo scelto come base la maturità di tipo liceale, le due variabili presenti nel modello risultano essere quella relativa alla maturità tecnica o professionale (*prof\_tecnica*) e alla maturità di altro tipo (*altra\_mat*).
- ✓ la **residenza**: anche in questo caso sono state create tre *dummy*, relative rispettivamente alla residenza a Firenze (variabile non presente nel modello), a Arezzo, Pistoia o Prato (*pendolari*) e a qualsiasi altra residenza (*altra\_res*).
- ✓ **regolarità degli studi preuniversitari**: tale caratteristica è indicata dalla variabile dicotomica *eta\_mat*, che assume valore 1 nel caso in cui lo studente abbia conseguito la maturità ad età maggiore di 19 anni, 0 altrimenti;
- ✓ **ritardo nell'immatricolazione**: anche in questo caso è una variabile dicotomica (*ritardo\_imm*) ad indicare la presenza dell'"irregolarità" di carriera, costituita da un tempo di attesa tra il diploma e l'immatricolazione maggiore ad un anno;
- ✓ **regolarità carriera preuniversitaria**: la variabile *eta\_per\_ritardo* esprime l'interazione tra le due precedenti, ed è dunque una variabile dicotomica che assume valore 1 se *eta\_mat*=1 e *ritardo\_imm*=1, 0 altrimenti;
- ✓ **voto di maturità**: per la variabile continua data dal voto riportato alla maturità espresso in centesimi (*voto\_mat*) si è effettuata la centratura rispetto alla media del CdL cui appartiene lo studente.

Date tali variabili, si ha che l'**individuo base**, ovvero colui che possiede tutte le modalità di riferimento scelte per le variabili di analisi:

- è femmina;
- possiede maturità liceale (scientifica o classica);
- risiede a Firenze;
- ha conseguito la maturità ad un'età minore o uguale a 19 anni (ovvero si può supporre che non abbia mai sperimentato episodi di ripetenza);
- si è immatricolato all'Università nello stesso anno in cui ha conseguito il diploma di maturità;
- ha ottenuto un voto di maturità pari al voto medio del CdL in cui si è immatricolato.

Una delle caratteristiche più interessanti dei modelli multilivello è che gli stessi permettono di considerare anche variabili esplicative relative al livello superiore di analisi. In questo modo si può cercare di ridurre la correlazione presente

---

fettuata un'apposita indagine telefonica, la prima realizzata nell'Ateneo fiorentino relativamente a tale argomento. La speranza era quella di trarre indicazioni che potessero aiutare a comprendere meglio tale fenomeno e a capire quali politiche adottare, a livello di Ateneo ma soprattutto dei singoli Corsi di Laurea. Una trattazione estesa dei risultati dell'indagine, che è stata di tipo censuario e che ha coinvolto 2715 studenti, si trova in Giusti C. (2004).



all'interno delle unità di secondo livello, tentando quindi di “spiegare” almeno in parte la variabilità degli effetti casuali  $U_{0j}$ . Il passo successivo dell'analisi è consistito dunque nel cercare di individuare variabili esplicative di secondo livello che risultassero esercitare un effetto significativo sul logit delle probabilità di abbandono.

Attraverso il test di Wald al livello di significatività del 5% si sono individuate due variabili esplicative significative misurate al livello dei CdL: la variabile dicotomica indicante la presenza del *numero chiuso* delle immatricolazioni, e la variabile continua esprimente la percentuale di studenti con carriera preuniversitaria “irregolare” (maturità conseguita a più di 19 anni e/o attesa tra il diploma e l'immatricolazione pari ad almeno un anno).

Seguendo la medesima procedura utilizzata relativamente alle variabili di primo livello, per la variabile indicante la presenza del numero chiuso si è scelto come modalità di riferimento l'assenza dello stesso, mentre per quanto riguarda l'altra variabile di secondo livello, essendo questa continua, è stata centrata attorno alla media generale, calcolata fra i vari CdL.

Le variabili esplicative di secondo livello considerate sono state quindi:

- ✓ **numero chiuso**: la variabile dicotomica *num\_chiuso* assume valore pari ad 1 se il CdL possiede limitazioni al numero di immatricolazioni, 0 altrimenti;
- ✓ **regolarità degli studi preuniversitari**: la variabile continua esprimente la percentuale di studenti con irregolarità di carriera (*eta\_mat=1* e/o *ritardo\_imm=1*) iscritti al CdL è centrata rispetto alla media generale.

Introducendo le variabili esplicative di secondo livello la varianza degli  $U_{0j}$  si riduce, passando dal valore di 0.1869, ottenuto per il modello con le sole covariate di primo livello, a  $\tau_0^2=0.1254$  (cfr. Tabella 3). Di conseguenza si osserva anche una ri-

**Tabella 3.** Parametri stimati con il modello ad intercetta casuale “completo”.

Parametro fisso	Stima	Standard error	p-value
intercetta	-1.6090	0.12000	<0.0001
sezzo	0.1114	0.05279	0,0379
prof_tecnica	0.5619	0.05482	<0.0001
altra_mat	0.4265	0.06972	<0.0001
pendolari	-0.1724	0.06275	0,0074
altra_res	0.1512	0.05603	0,0085
eta_mat	0.4389	0.06426	<0.0001
ritardo_imm	0.4214	0.08443	<0.0001
voto_mat	-0.0199	0.00209	<0.0001
eta_per_ritardo	-0.3106	0.11840	0.0104
irreg_medio	0.0058	0.26580	0.0318
num_chiuso	-0.5749	0.17210	0.0013
Parametro casuale	Stima	Standard error	p-value
Varianza $\tau_0^2$	0.1254	0.03009	<0.0001

duzione della correlazione infragruppo, che risulta adesso pari a 0.037, contro lo 0.045 precedentemente ottenuto. Ancor più significativa risulta la riduzione della variabilità di secondo livello rispetto al modello nullo; il che induce a concludere che le variabili relative ai CdL introdotte nel modello finale sono riuscite a spiegare il 33% circa della variabilità degli  $U_{0j}$ .

Per interpretare i risultati ottenuti per i parametri fissi, le stime sono state trasformate in probabilità di abbandono attraverso l'impiego della funzione logistica; per esempio, la stima ottenuta per l'intercetta del modello implica una probabilità di abbandono per l'*individuo base* iscritto ad un *CdL base* (ovvero senza numero chiuso e con una percentuale di studenti con "irregolarità" di carriera uguale alla media generale) pari al 16.7%:

$$\hat{\pi}_0 = \frac{\exp(-1.609)}{1 + \exp(-1.609)} = 0.167$$

Utilizzando tale risultato è possibile interpretare le stime restanti andando a vedere in che modo le varie caratteristiche modificano la probabilità di abbandono dell'*individuo base*. I risultati delle trasformazioni sono riportati nella Tabella 4.

Si nota subito che essere maschio aumenta, seppur in modo limitato, la probabilità di abbandono: questo conferma quanto ottenuto in sede di analisi descrittiva,

**Tabella 4.** Interpretazione delle stime ottenute con il modello completo.

<b>Probabilità di abbandono <i>individuo base</i> = 16,7%</b>				
<b>Parametro fisso</b>	<b>Significato</b>	<b>Stima</b>	<b>Probabilità di abbandono (%)</b>	<b>Variazione % rispetto all'<i>individuo base</i></b>
sex	maschio	0.1114	18,31	+9.63%
prof_tecnica	maturità professionale o tecnica	0.5619	26,02	+55.81%
altra_mat	maturità di altro tipo	0.4265	23,5	+40.71%
pendolari	Arezzo, Pistoia o Prato	-0.1724	14,44	-13.55%
altra_res	altra residenza	0.1512	18,91	+13.24%
eta_mat	maturità conseguita ad età >19	0.4389	23,72	+42.05%
ritardo_imm	immatricolazione almeno un anno dopo la maturità	0.4214	23,41	+40.16%
eta_per_ritardo	interazione tra le due variabili precedenti	-0.3106	12,81	-23.28%
voto_mat	maggiore di un'unità rispetto alla media di CdL	-0.0199	16,42	-1.65%
irreg_medio	maggiore dell'1% rispetto alla media generale	0.0058	16,78	+0.48%
num_chiuso	presente	-0.5749	10,13	-39.30%

dal momento che per le femmine si era individuata una quota di abbandoni alla fine del primo anno di corso inferiore a quella dei maschi.

Per quanto riguarda il diploma di scuola superiore, possedere una maturità tecnica o professionale piuttosto che liceale aumenta in modo considerevole la probabilità di abbandono; il valore ottenuto per l'effetto "maturità professionale o tecnica" è infatti il più alto in valore assoluto tra quelli di livello individuale. Anche possedere un qualsiasi altro tipo di diploma aumenta la probabilità di abbandonare, seppur in misura inferiore.

Risiedere nelle province di Arezzo, Pistoia o Prato, ovvero rientrare nella categoria dei cosiddetti "pendolari", riduce la probabilità di abbandono, dal momento che questa risulta inferiore rispetto a quella dell'*individuo base*, che risiede a Firenze. L'effetto di una qualsiasi altra residenza agisce invece nel senso opposto, facendo cioè aumentare la probabilità di interrompere gli studi nel CdL di prima immatricolazione.

Aver sperimentato una qualche irregolarità nella carriera scolastica preuniversitaria, fatto misurato in modo indiretto dall'età dello studente al conseguimento della maturità, ha un effetto negativo e piuttosto consistente sulla probabilità di abbandono. Tale effetto risulta poi del tutto simile ad un'altra possibile "irregolarità", ovvero l'aver atteso un anno o più tra il superamento dell'esame di maturità e l'immatricolazione all'Università. Il termine d'interazione di queste due ultime variabili indica poi che se uno studente ha sperimentato entrambi gli episodi di "irregolarità", l'effetto negativo sulla sua probabilità di abbandono risulterà "mitigato" rispetto a quello che si avrebbe sommando semplicemente i due singoli effetti. Sempre relativamente alle variabili misurate al livello individuale, si ha infine che l'incremento di un'unità del voto di maturità rispetto alla media di CdL ha l'effetto di ridurre la probabilità di abbandono individuale.

Per quanto riguarda le variabili di secondo livello, si osserva che la presenza del numero chiuso comporta una variazione positiva assai consistente della probabilità di abbandono individuale: in termini percentuali, infatti, questa variabile risulta esercitare l'effetto maggiore tra quelli stimati. Si può quindi affermare che, a parità di tutti gli altri fattori, dover superare una prova di accesso per potersi immatricolare ad un dato CdL si tradurrà presumibilmente in una maggiore motivazione ed interesse a portare avanti il percorso di studi intrapreso. Infine, un aumento dell'1% rispetto alla media generale della percentuale di studenti del CdL che hanno sperimentato almeno una delle due "irregolarità" di carriera più volte citate avrà l'effetto di aumentare, seppur lievemente, le probabilità di abbandono individuali degli studenti di quel CdL.

Ovviamente non bisogna dimenticare l'effetto esercitato sulle probabilità di abbandono dalle componenti casuali di secondo livello  $U_{0j}$ . Le stime di tali residui, dette *stime di Bayes*, possono essere impiegate, inoltre, sia per valutare il particolare effetto esercitato da ciascuno dei CdL sulla probabilità di abbandono  $P_{ij}$ , che per verificare l'ipotesi di normalità relativa alla distribuzione degli  $U_{0j}$  stessi.

Se per esempio si indica con  $\tau_0$  la radice quadrata della varianza di secondo livello, possiamo calcolare le variazioni di probabilità rispetto al valore base di 0.167

Tabella 5. Effetto dei parametri casuali

Ipotetico valore dell'effetto casuale	Probabilità dell'individuo base (%)	Variazione percentuale della probabilità dell'individuo base
$-2\hat{\tau}_0 = -0.708$	8,98	-46,2%
$-\hat{\tau}_0 = -0.354$	12,33	-26,15%
$\hat{\tau}_0 = 0.354$	22,22	+33,07%
$+2\hat{\tau}_0 = 0.708$	28,94	+73,27%

dovute ad alcune realizzazioni dell'effetto casuale  $U_{0j}$  (cfr. Tabella 5). Risulta così evidente che, a parità di caratteristiche sia di primo che di secondo livello, frequentare un CdL piuttosto che un altro può modificare notevolmente la probabilità di abbandono individuale.

L'impiego più interessante delle *stime di Bayes* consiste però nell'utilizzare tali valori per confrontare tra loro i vari CdL, dal momento che il residuo  $U_{0j}$  rappresenterà l'effetto esercitato sulle probabilità di abbandono individuali dal *j-esimo* CdL, una volta controllato per l'effetto di tutte variabili esplicative.

Il corso nei confronti del quale si è ottenuta la *stima di Bayes* più elevata è quello in Scienze Biologiche, seguito da Informatica, CdL che si distinguono quindi per l'effetto particolarmente negativo che esercitano nei confronti dell'abbandono. È interessante notare, inoltre, che se non si tiene conto delle covariate di secondo livello, facendo sì che la variabilità degli  $U_{0j}$  non sia "controllata" in nessun modo, risultano esercitare un effetto significativamente positivo nel ridurre la probabilità di abbandono, contrariamente a quanto succede con il modello completo, i CdL in Medicina e Chirurgia, Odontoiatria, Progettazione della Moda e Architettura. Questi sono quattro dei sette CdL per i quali è presente una qualche forma di numero chiuso: evidentemente, quindi, nel modello nullo questi CdL godono del fatto che le limitazioni all'accesso contribuiscono a ridurre la probabilità di abbandono, mentre controllando l'effetto di tale variabile (modello completo), gli  $U_{0j}$  corrispondenti ne risultano "penalizzati" ed il loro valore aumenta.

## 5. Conclusioni

Nella prima parte del presente lavoro si è proceduto all'analisi descrittiva, accompagnata dal calcolo di alcune statistiche di associazione, relativamente alle principali caratteristiche individuali degli immatricolati presso l'Ateneo fiorentino tra l'a.a. 1980/81 ed il 2001/02, rivolgendo particolare attenzione al fenomeno degli abbandoni. Tali analisi sono risultate strumentali ad una prima comprensione del fenomeno stesso ed alla successiva stima del modello multilivello.

Il modello gerarchico a due livelli ad intercetta casuale presentato ha consentito la valutazione del fenomeno dell'abbandono universitario secondo una nuova prospettiva di analisi. È risultato possibile, infatti, valutare l'effetto netto esercitato sulla probabilità di abbandono individuale degli studenti non solo dalle loro caratteristiche personali, ma anche da alcune variabili misurate a livello dei Corsi di Laurea dell'Ateneo.

La PROC NLMIXED del software SAS ha inoltre consentito la stima delle componenti casuali di secondo livello, permettendo di ottenere una sorta di "graduatoria" di efficacia relativa dei vari CdL nei confronti del fenomeno analizzato. Un risultato di questo tipo dovrebbe aiutare gli organi di governo di Ateneo a capire in quale direzione concentrare maggiore attenzione e risorse per ridurre il fenomeno dell'abbandono.

I risultati delle analisi svolte, molto sommariamente richiamati in questa nota, giustificano ampiamente, a nostro parere, il ricorso ai modelli multilivello quando si procede all'analisi di dati che riguardano gli studenti universitari<sup>16</sup>; infatti, è del tutto evidente la natura gerarchica dei dati: le unità di primo livello sono gli studenti o i laureati/diplomati, mentre le unità di secondo livello sono i corsi di studio. Ovviamente la gerarchizzazione può essere estesa ad un numero di livelli più elevato: ad esempio le Facoltà possono rappresentare il terzo livello e gli Atenei il quarto livello.

## Riferimenti bibliografici

- ASSOCIAZIONE TREELLLE (2003) *Università italiana, università europea? Dati, proposte e questioni aperte*, Quaderno n.3, Genova.
- BULGARELLI, G. (2002) *Esito degli studi degli immatricolati dell'Ateneo Fiorentino dal 1980/81 al 1997/98*, Università degli Studi di Firenze, consultabile anche sul sito [www.unifi.it/aut\\_dida/indexval.html](http://www.unifi.it/aut_dida/indexval.html).
- CHIANDOTTO B. (2002) *Valutazione dei processi formativi: cosa, come e perché, in Valutazione della Didattica e dei Servizi nel Sistema Università*. Atti della giornata di Studio, Fisciano, 31 maggio 2002. CUSL, Salerno 2002.

---

<sup>16</sup> In tale direzione si sta muovendo da tempo il gruppo *VALMON* (Valutazione e Monitoraggio). Il gruppo, coordinato da B. Chiandotto e costituito da laureandi, dottorandi e docenti del Dipartimento di Statistica dell'Università degli Studi di Firenze, da diversi anni svolge attività di studio e ricerca nel contesto della valutazione e del monitoraggio dei processi formativi che si svolgono nell'Ateneo fiorentino. Tale interesse è testimoniato, tra l'altro, da altri due lavori presentati in questa sede: "Un modello multilivello per l'analisi della condizione occupazionale dei laureati" (Chiandotto B. e Bacci S.); "Un modello multilivello per l'analisi della durata degli studi universitari" (Chiandotto B. e Variante R.).

- GIUSTI C. (2004) *L'abbandono degli studi nell'Ateneo fiorentino: evoluzione nel periodo 1980 - 2000 e applicazione di un modello gerarchico non lineare agli immatricolati nell'a.a. 2001/02*. Tesi di laurea, Università degli Studi di Firenze.
- GOLDSTEIN H. (2003) *Multilevel Statistical Models*, Edward Arnold, London.
- HOX J.J. (2002) *Multilevel Analysis: Techniques and Applications*, LAWRENCE ERLBAUM ASSOCIATES, Mahwah (New Jersey), London.
- ISTAT (2003) *Università e lavoro 2003*, consultabile sul sito internet <http://www.istat.it/Societ-/Istruzione> (al 06/11/2003).
- MURST (1998) *L'evoluzione della domanda di formazione universitaria: studenti, laureati e studenti equivalenti*, consultabile sul sito internet: <http://www.murst.it/valutazionecomitato/attivnuc.htm> (al 11/12/2003).
- OCSE (2002) *Education at a Glance – OECD Indicators 2002*, consultabile sul sito internet: <http://www.oecd.org/> (al 03/11/2003)
- 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.

### ***University student drop-out***

**Summary.** *This work deals with the first year college drop-out rate, that represents one of the most critical aspects of the Italian university system. To find out some possible causes, a descriptive analysis is carried out in the first part, concerning the University of Florence's freshmen of the period 1980-2000. This paper considers as a drop-out not only the actual conclusion of the studies or the move to another University, but also the switch to a different degree programme within the University of Florence. In the second part, to estimate each individual and institutional factors' effect on dropping-out, a logistic two-level random intercept model is fitted to administrative data concerning the academic year 2001/02 freshmen. The use of a multilevel analysis is suggested by the two-level data structure: the first level units are the students; the second level units are their original degree courses.*

**Keywords:** *Drop-out rate, Cohort analysis, Multilevel models, Multilevel logistic regression.*