

## **Competenze in lettura e matematica dei 15-enni italiani scolarizzati: riflessioni su PISA2000**

**Maria Gabriella Ottaviani<sup>1</sup>**

**Paola Caione<sup>1</sup>**

***Summary:** Pisa 2000 cognitive data on reading and mathematical literacy of the Italian 15 year-old students have been analysed applying multilevel statistical methods to estimate the Italian school effectiveness. The Italian student sample was examined utilising both reading and mathematical assessment data as response variable, and Italian macroareas; student socio-economic and cultural factors; school climate variables as predictors. As both in reading and in mathematics achievement the differences between Northern and Southern Italy are significant, a set of multilevel random intercept models was fitted to each macro-area both for reading and mathematics data. In each macro-area, school effect is more important for reading than for mathematics, and socio-economic status variable has everywhere a strong impact on student achievement.*

***Keywords:** competences, school effectiveness, multilevel analysis.*

### **1. Introduzione**

L'internazionalizzazione dell'economia e il cambiamento dovuto allo sviluppo delle tecnologie dell'informazione fanno prevedere nel prossimo futuro una ridotta necessità di forza lavoro. Si rendono perciò necessari cambiamenti nei sistemi dell'istruzione affinché gli studenti sviluppino competenze utili per gestire il proprio apprendimento ed adattarsi ad un mercato del lavoro in continua evoluzione.

La più vasta ricerca internazionale sulle competenze degli studenti è al momento il progetto PISA (Programme for International Student

---

<sup>1</sup> Dip. di Statistica, Probabilità e Statistiche Applicate – Università degli Studi di Roma “La Sapienza” – p.le A. Moro, 5, 00185, Roma

Il paragrafo 3 è da attribuire a P. Caione, i restanti paragrafi sono da attribuire a M.G. Ottaviani.

Assesment) condotto dall'OECD. Esso valuta le competenze funzionali in lettura, in matematica e in scienze dei 15-enni scolarizzati di 32 Paesi, fra cui l'Italia. Per competenza funzionale il progetto intende le conoscenze acquisite dagli studenti e la loro capacità di riflettere su conoscenze ed esperienze e di applicarle a contesti della vita reale. Le competenze misurate sono utili, in particolare, per valutare l'efficacia dei sistemi scolastici.

Con riferimento all'Italia, questo lavoro esamina i punteggi di PISA2000 rispetto alle competenze in lettura e in matematica, tenendo conto delle caratteristiche degli studenti, delle scuole e del contesto, nelle macro-aree geografiche: Nord Est, Nord Ovest, Centro, Sud Est e Sud Ovest e Isole<sup>2</sup>.

## **2. Il progetto PISA2000 e i suoi dati: principali caratteristiche**

Il progetto PISA è una rilevazione campionaria con periodicità triennale delle competenze degli studenti, effettuata mediante opportuni test cognitivi, e di alcune caratteristiche degli studenti e delle scuole, effettuata mediante due specifici questionari finalizzati alla conoscenza del contesto in cui il processo di insegnamento/apprendimento si sviluppa. La popolazione di riferimento è quella dei 15-enni scolarizzati. L'età dei rispondenti li colloca al passaggio tra la scuola uguale per tutti e la scelta tra studi specialistici o vita lavorativa, eliminando con ciò la connessione tra prove cognitive e curricoli nazionali. Le competenze rilevate riguardano, come detto: lettura, matematica e scienze. Ciascun ciclo dell'indagine valuta tutti e tre gli ambiti, ma ne approfondisce uno solo. PISA2000 è stato dedicato alle competenze in lettura, perciò nel 2000 il test di lettura è stato somministrato a tutti gli studenti mentre, grazie ad un particolare disegno ruotato, le prove di matematica e scienze sono state affrontate solo da una parte degli studenti che hanno partecipato alla rilevazione. PISA2003 ha avuto come ambito principale le competenze in matematica, PISA2006 avrà quello in scienze.

La misurazione delle competenze è stata effettuata utilizzando la teoria dell'Item Response Theory (IRT) (Baker, 2001). Tra i modelli dell'IRT, il PISA2000 usa quello di Rasch che è un modello logistico ad un solo parametro: la difficoltà (abilità mediana). Il modello di Rasch è l'unico che permette di costruire una scala per la difficoltà di un test, indipendentemente dall'abilità del campione di rispondenti che ha consentito di costruire la scala stessa (Masters, 1982), sicché la stessa scala misura contemporaneamente la difficoltà delle domande e l'abilità degli studenti. Il PISA2000 ha formulato diverse scale fra cui una complessiva di lettura e una di matematica. Il

---

<sup>2</sup> Il Nord Est comprende: Trentino Alto Adige, Veneto, Friuli Venezia Giulia ed Emilia Romagna; il Nord-Ovest: Piemonte, Lombardia, Valle d'Aosta e Liguria; il Centro: Toscana, Umbria, Marche e Lazio; il Sud Est: Abruzzo, Molise, Campania e Puglia; e infine il Sud Ovest e Isole: Basilicata, Calabria, Sicilia e Sardegna.

progetto ha poi stimato i punteggi ottenuti da ciascuno studente su ciascuna delle scale. Tali misure risultano commensurabili grazie al metodo di stima adottato (Warm, 1989). I punteggi sono stati standardizzati a livello dei Paesi membri dell'OECD che hanno partecipato all'indagine, così da avere media 500 e deviazione standard 100. Il dataset completo dei dati internazionali per il PISA2000 comprende le risposte a tutte le prove cognitive e quelle ai questionari somministrati agli studenti e alle scuole per la rilevazione delle variabili di contesto, alcuni indici costruiti sulla base delle risposte a gruppi di domande di ciascuno dei due questionari, utilizzando le tecniche dell'Item Response Theory, oltre che i punteggi degli studenti in ciascun ambito di valutazione.

Tra i dati rilasciati dall'OECD su PISA2000 e reperibili all'aprile 2004 sul sito Web dell'organizzazione (cfr. [www.pisa.oecd.org](http://www.pisa.oecd.org)) si trovano anche quelli dei 15-enni scolarizzati italiani che hanno partecipato all'indagine: 4984 studenti per 172 scuole (di cui solo 2765 per 170 scuole valutati anche in matematica). Si tratta di un campione stratificato a due stadi: nel primo stadio sono campionate le scuole, nel secondo gli studenti. Le variabili di stratificazione esplicita utilizzate sono state: la natura giuridica delle scuole (pubblica o paritaria) e il tipo di istruzione (liceale-magistrale; tecnica; professionale e artistica; secondaria inferiore). Oltre ad esse sono state impiegate le variabili di stratificazione implicita: ampiezza del comune sede della scuola (piccole, medie e grandi) e macro-area geografica.

### 3. Modellizzazione dei punteggi di lettura e matematica a livello nazionale

Il PISA, come osservato, oltre a valutare i punteggi in matematica e in lettura raccoglie un insieme di variabili che, per la teoria dell'efficacia scolastica (Scheerens, 2000), possono concorrere a spiegare i risultati degli studenti. Si tratta di un insieme di variabili esplicative, indicate sinteticamente in tabella 1, dove sono classificate per fonte delle informazioni, oggetto e tipologia.

**Tabella 1.** Variabili esplicative per fonte delle informazioni, oggetto e tipologia

Fonte informazioni (Oggetto)	Tipologia delle variabili	
	Oggettiva	Soggettiva o indicatore
Studente (Caratteristiche dello studente e della sua famiglia)	Demografiche Scolastiche	Socio-culturali ed Economiche Competenze trasversali Clima scolastico
Dirigente scolastico (Caratteristiche della scuola)	Ampiezza comune Natura giuridica	Condizioni di insegnamento e apprendimento nella scuola

Al fine di fare emergere eventuali differenze territoriali, in questo studio si è introdotta anche l'informazione sulla macro area di appartenenza di ciascuna scuola, dato che è stato fornito direttamente dall'OECD.

Eliminati i record dei 15-enni che ancora si trovavano nella scuola media, per evitare di inserire nell'analisi livelli scolari diversi, si sono esaminati i dati degli iscritti alle superiori con record di dati completo. L'esame è stato condotto sui risultati in lettura di 4317 studenti su 4984 unità osservate e sui risultati in matematica di 2316 studenti su 2765.

Poiché i dati posseggono una struttura gerarchica su due livelli: gli studenti e le scuole, per tenere conto dell'effetto complessivo delle variabili se ne è effettuata una modellizzazione multilivello, che studia contemporaneamente le dinamiche tra i gruppi (le scuole) e all'interno dei gruppi (gli studenti) (Goldstein, 2003). In particolare, il modello scompone la varianza totale ( $\sigma^2$ ) in varianza tra le scuole ( $\sigma_u^2$ ) e varianza tra gli studenti ( $\sigma_e^2$ ), sicché il rapporto  $\sigma_u^2/\sigma^2$ , noto come coefficiente di correlazione intra-classe ( $\rho$ ), esprime la parte di varianza totale dovuta alle scuole. Tale strumento è importante poiché il sistema pubblico di istruzione può intervenire su  $\sigma_u^2$  e non su  $\sigma_e^2$ . L'indice  $\rho$  varia fra 0 ed 1 ed è tanto più elevato quanto più gli studenti raggruppati nella stessa scuola sono simili. Esso misura l'effetto scuola. Quando non esistono differenze fra scuole,  $\rho = 0$  e la varianza totale è dovuta solo agli studenti. In questo caso non è necessario ricorrere ad un'analisi multilivello e i dati possono essere analizzati con le tecniche di regressione classica. Nelle ricerche sull'efficacia scolastica sono comuni valori di  $\rho$  compresi fra 0,05 e 0,20 (Snijders e Bosker, 1999, p.46).

I dati del PISA2000 sono stati analizzati attraverso due separati modelli lineari gerarchici ad intercetta casuale, uno avente per variabile risposta la valutazione in lettura ( $L$ ) e l'altro la valutazione in matematica ( $M$ ). Il modello di lettura è stato adattato dapprima ai dati relativi ai 15-enni italiani scolarizzati delle superiori con record completi (4317), lo stesso modello è stato poi adattato al sottocampione di studenti valutati in matematica (2316) per confrontare i risultati nei due ambiti di valutazione. I modelli finali interpolati sono i seguenti:

$$l_{ij} = \beta_0 + \sum_{k=1}^p \beta_k x_{kij} + \sum_{t=p+1}^q \beta_t \bar{x}_{t.j} + \sum_{h=q+1}^r \beta_h z_{hj} + e_{ij} + u_j \quad (1)$$

$$m_{ij} = \beta'_0 + \sum_{k=1}^p \beta'_k x_{kij} + \sum_{t=p+1}^q \beta'_t \bar{x}_{t.j} + \sum_{h=q+1}^r \beta'_h z_{hj} + e'_{ij} + u'_j \quad (2)$$

In entrambi,  $i$  indica lo studente e  $j$  la scuola; le  $x$  sono variabili riferite agli studenti; le  $\bar{x}$  sono medie di variabili studente calcolate entro le scuole e le  $z$

sono variabili rilevate sulle scuole. Come già osservato, le equazioni precedenti sono la forma finale dei due modelli ottenuti con l'introduzione in passi consecutivi delle stesse variabili esplicative<sup>3</sup>, in una successione di modelli parziali che sono l'uno l'estensione dell'altro. In questo modo è stato possibile spiegare i risultati nei due ambiti di valutazione sulla base degli stessi fattori. In ogni passo effettuato, sono stati controllati: la significatività dei coefficienti delle variabili introdotte; il modificarsi di quelli delle variabili già presenti nei modelli precedenti; la riduzione della varianza a livello studenti, a livello scuola o ad entrambi i livelli; il miglioramento nell'adattamento ai dati di ogni modello. Particolare attenzione è stata rivolta ai coefficienti delle macro-aree (introdotte per prime nell'analisi attraverso quattro variabili *dummy*, con il Nord Est come categoria di riferimento) per verificare se e quali variabili siano in grado di spiegare le differenze riscontrate fra i risultati medi delle macro-aree.

Eseguita la procedura di stima col software MLwiN, dopo aver eliminato l'effetto delle variabili oggettive degli studenti, di variabili che ne esprimono il background socio-culturale ed economico, di variabili costruite rispetto al clima scolastico e alle condizioni di insegnamento/apprendimento all'interno delle scuole, tutte variabili che risultano comunque esplicative della varianza tra scuole e tra studenti, le differenze tra i coefficienti delle macro-aree si sono ridotte solo lievemente. La scuola al Nord Est e in generale al Nord - visto che le differenze tra Nord Est e Nord Ovest non sono significative - resta comunque più efficace che nel resto d'Italia. Inoltre, il coefficiente di correlazione intra-classe del modello per la lettura (1) è risultato pari a 0,22 e quello del modello per la matematica (2) a 0,10. L'effetto scuola è stato ulteriormente ridotto grazie all'introduzione, fra le variabili esplicative, rispettivamente, del punteggio in matematica e del punteggio in lettura. Ciò ha portato l'effetto scuola a 0,14 per la lettura ed a 0,01 per la matematica. Va osservato però che l'introduzione dei punteggi, rispettivamente, in matematica e in lettura, ha di fatto reintrodotta nel modello una variabile della stessa natura di quella che si intendeva spiegare, essendo entrambe connesse con l'"abilità latente" di ogni studente. Permane, inoltre, la diversa efficacia fra le scuole del Nord e quelle del Sud. Con riferimento alle

---

<sup>3</sup> L'ordine di introduzione successiva delle variabili è stato stabilito sulla base delle evidenze fornite dalla letteratura riguardante la ricerca sulla valutazione dell'efficacia scolastica. Così sono state introdotte prima le variabili oggettive degli studenti, cioè quelle demografiche e scolastiche, poi quelle soggettive degli studenti cioè le variabili socio-culturali ed economiche, quelle relative alle competenze trasversali e al clima scolastico, sono state poi aggiunte le variabili oggettive delle scuole, cioè la loro natura giuridica e l'ampiezza demografica della città e poi quelle soggettive delle scuole cioè le condizioni di insegnamento e apprendimento al loro interno. Infine sono state introdotte le variabili socio-culturali ed economiche degli studenti e quelle relative al clima scolastico entrambe mediate a livello di scuola.

competenze in lettura, ponendo le scuole del Nord Est come riferimento, il punteggio medio scende nel modello in modo non significativo da un minimo di 3 punti al Nord Ovest a un massimo di 11 punti nel Centro, ma la riduzione nel Sud Est e nel Sud Ovest e Isole è rispettivamente di 32 e 41 punti, valori che sono significativi, e rappresentano il 44% e il 56% di quei 73 punti che nella scala di valutazione del PISA2000, formano un livello di competenza. Da qui l'esigenza di analizzare in dettaglio le macro-aree.

#### **4. Modellizzazione dei punteggi di lettura e matematica per macro-area**

Per ogni macro-area e rispetto ad ogni ambito, è stato costruito un insieme di equazioni di regressione multilivello ad intercetta casuale, partendo, al passo 0, dal modello nullo, introducendo al passo 1 le variabili scolastiche degli studenti, al passo 2 la media a livello scuola degli indicatori socio-culturali ed economici (Msc-s-c-e), e al passo 3 quella degli indicatori di clima scolastico (Msc-clima scol.); le variabili esplicative introdotte nei primi tre passi sono state quelle con la maggiore influenza a livello nazionale. Al passo 4 sono stati poi inseriti gli indicatori di insegnamento/apprendimento (Cond. ins/app.) a livello scuola, per la grande importanza ad essi attribuita dalla teoria sull'efficacia scolastica.

I criteri per l'individuazione della versione finale dei modelli sono stati il valore del coefficiente di correlazione intra-classe ( $\rho$ ) e quello dell'indice di bontà di adattamento del modello ( $-2\log(\text{verosimiglianza})$ ). L'andamento di  $\rho$  ha suggerito di tenere separata, nell'ambito delle variabili scolastiche, la regolarità scolastica espressa dalla classe frequentata (Classe), dal voto all'ultimo scrutinio rispettivamente in matematica e lettura (Pre-M o Pre-L).

Nella tabella 2 i valori di  $\rho$  a cui si perviene al secondo passo indicano che per tutti i modelli sono variabili esplicative dei punteggi le variabili scolastiche e i valori medi degli indicatori socio-culturali ed economici. L'inserimento del valore medio a livello scuola degli indicatori del clima scolastico e degli indicatori delle condizioni di insegnamento/apprendimento delle scuole, fornisce per  $\rho$  valori prossimi a zero, se non nulli o non significativamente diversi da zero, ma non migliora la bontà di adattamento dei modelli (per  $\alpha < 0,01$ ), a meno di tre situazioni. Per un'esigenza di parsimonia dei parametri, tali variabili esplicative non sono state prese in considerazione nell'interpretazione dei risultati.

Secondo l'analisi multilivello effettuata, nel modello nullo l'effetto scuola è più forte per la lettura che per la matematica in tutte le macro aree, ma in misura differente. Solo per le competenze in matematica del Centro e del Sud Ovest ed Isole, l'effetto scuola assume valori che in letteratura sono considerati usuali (Snijders e Bosker, 1999, p.46).

**Tabella 2.** Modelli e relativo coefficiente di correlazione intra-classe ( $\rho$ )<sup>4</sup>

P.	Variabili esplicative	Lettura					Matematica				
		NE	NO	C	SE	SOeI	NE	NO	C	SE	SOeI
0	Nulla	0,385	0,321	0,353	0,483	0,379	0,315	0,245	0,149	0,232	0,196
1	Classe	0,363	0,306	0,308	-	0,339	0,296	0,214	0,115	-	-
1'	Pre-L o Pre-M	-	-	-	0,450	-	-	-	-	0,228	0,160
2	Msc-s-c-e	0,115	0,128	0,057	0,070	0,092	0,137	0,091	0,029*	0,058	0,072
3	Msc-clima scol.	0,055	0,090	0,008*	0,047	0,045	0,050	0,060	0,018*	0,047	0,043*
4	Cond. ins./app.	0,045	0,063	0,000	0,030	0,032	0,000	0,000	0,000	0,033*	0,018*

Altro elemento importante è l'ambiente, il contesto socio-culturale economico cui appartengono in media gli studenti e le loro famiglie. Quando in una scuola assumono valori alti la media dell'indicatore che esprime la comunicazione culturale e sociale con i genitori, la media di quello che indica le risorse educative disponibili in casa, così come la media dell'indicatore socio-economico dello status occupazionale, il punteggio degli studenti è in media anch'esso alto sia in lettura sia in matematica.

## 5. Conclusioni

In Italia, in tutte le macro-aree, sembra essere "la comunità degli studenti"-più che la "comunità educante" - ad avere una grande influenza sulle proprie performance e sull'efficacia della scuola frequentata.

Indubbiamente sarebbe estremamente interessante monitorare l'eventuale variazione dell'efficacia del sistema dell'istruzione sui 15-enni scolarizzati utilizzando l'indagine svolta nel 2003. Si segnala però che i dati disponibili nel sito Web dell'OECD al novembre 2005 non permettono tale analisi per due ordini di motivi. Da una parte il data base non individua gli elementi sovracampionati al fine di rispondere alle esigenze di alcuni enti territoriali che hanno chiesto di avere un campione rappresentativo per il loro territorio e dunque non è di fatto disponibile il campione casuale italiano che solo consente di confrontare i risultati delle indagini 2000 e 2003. Dall'altra, non

<sup>4</sup> I modelli al disotto della doppia riga hanno un indice di bontà di adattamento che non migliora significativamente rispetto a quelli immediatamente precedenti per  $\alpha < 0,01$ . Il simbolo \* segnala valori di  $\rho$  calcolati su valori di  $\sigma_u^2$  che non sono significativamente diversi da zero.

compare più quella unica stima delle competenze eseguita col metodo di Warm che consente di applicare l'analisi multilivello secondo la procedura MLwiN. Nei dati presenti al novembre 2005 compaiono invece cinque "valori plausibili" ottenuti tramite stimatori Bayesiani della popolazione (Monseur, Lafontaine, 2005), che per essere analizzati contemporaneamente e sintetizzati richiedono la procedura HLM (Bryk, Raudenbush, 2000). Il fatto che due rilevazioni successive a tre anni di distanza pongano problemi di comparabilità dei risultati delle analisi richiede attenzione da parte degli statistici, degli studiosi di teorie della valutazione e dei ricercatori di scienze dell'educazione.

#### **Ringraziamenti**

Lavoro svolto con Fondi della Facoltà di Scienze Statistiche di Roma "La Sapienza" 2005.

#### **Riferimenti Bibliografici**

- Baker F. B (2001). *The basic of Item Response Theory* (2<sup>nd</sup> edition). ERIC.
- Bryk A. S., Raudenbush S. W. (2000). *Hierarchical Linear Models: application and data analysis methods*, Sage Publications, Newbury Park, California.
- Goldstein H. (2003). *Multilevel statistical models* (3<sup>rd</sup> edition). Edward Arnold, Londra.
- Masters G. N. (1982). A Rasch model for partial credit. *Psychometrika*, **47** (2), 149-174.
- Monseur C., Lafontaine D. (2005). Methodological issues raised by equity indicators derived from multilevel analyses. GIRSEF-UCL Workshop on: "Normative and Quantitative Analysis of Educational Inequalities", Louvain la Neuve, <http://www2.econ.ucl.ac.be/~sexvdb/Workshop/4Monseur-Lafontaine.pdf>
- OECD (2001). *Knowledge and Skills for Life-First Results from PISA2000*. OECD, Parigi.
- Rasch G. (1960). *Probabilistic models for some intelligence and attainment tests*. University of Chicago Press, Chicago.
- Scheerens J. (2000). Improving school effectiveness. In: *Fundamentals of Educational Planning* – No. 68, UNESCO, Parigi.
- Snijders T. A. B., Bosker R. J. (1999). *Multilevel Analysis*. Sage Publications Ltd, Londra.