

# Istituto nazionale per la valutazione del sistema educativo di istruzione e di formazione

# **WORKING PAPER N. 55/2021**

#### EFFETTO SCUOLA O EFFETTO CLASSE?

Andrea Bendinelli - INVALSI

Angela Martini - INVALSI

**Collana: Working Papers INVALSI** 

ISSN: 2611 - 5719

The views and opinions expressed in this article are those of the authors and do not necessarily reflect the view and the official policy or position of INVALSI.

-----

Le opinioni espresse nei lavori sono attribuibili esclusivamente agli autori e non impegnano in alcun modo la responsabilità dell'Istituto. Nel citare i temi, non è, pertanto, corretto attribuire le argomentazioni ivi espresse all'INVALSI o ai suoi Vertici



#### **Abstract**

L'influenza che la scuola frequentata esercita sull'apprendimento dei suoi alunni è un tema centrale della ricerca educativa di questi ultimi decenni, al cui emergere in primo piano, dopo l'indagine pionieristica di James Coleman negli USA (1966), hanno contribuito le riforme all'insegna dell'autonomia delle istituzioni scolastiche varate in molti Paesi dagli anni '80 in poi. Alcuni ricercatori (ad esempio Pascal Bressoux in Francia), tuttavia, mettono in dubbio l'esistenza di un effetto-scuola come variabile autonoma, ritenendo che quello che appare come tale è in realtà la risultante degli effetti delle varie classi che compongono un istituto, le sole ad avere una reale influenza sull'apprendimento degli alunni. All'esplorazione di questo nodo sulla base di un'analisi a tre livelli (studente, classe, scuola) dei dati della rilevazione INVALSI 2019 sugli alunni di terza secondaria di primo grado è dedicato il presente lavoro.

Parole chiave: effetto classe, effetto scuola, variabilità, regressione multilivello, equieterogeneità



L'effetto che una scuola ha sugli alunni che la frequentano è un tema su cui la ricerca educativa non cessa di interrogarsi almeno a partire dalle ricerche pionieristiche condotte in questo campo da James Coleman (1966) e Christopher Jencks (1972) negli Stati Uniti. La conclusione di queste prime indagini era stata a dir poco sconfortante: una volta tenute sotto controllo le variabili socio-demografiche degli studenti, in particolare lo status socio-economico-culturale della famiglia d'origine, l'effetto della scuola si rivelava pressoché nullo. Quest'ultima appariva incapace di rimuovere i condizionamenti dovuti al contesto ambientale di provenienza degli alunni e di esercitare sull'apprendimento un'influenza da esso indipendente, portando così a mettere in discussione il ruolo di garanzia dell'eguaglianza di opportunità e di promozione sociale assegnato all'istruzione nelle società democratiche. E a una conclusione sostanzialmente simile erano pervenute le ricerche di tipo *input-output* condotte in ambito internazionale (Hanushek 1981; 1986) con l'obiettivo di valutare l'incidenza sui risultati scolastici di variabili come la spesa per alunno, il rapporto insegnanti-alunni, ecc.

Un rinnovato e forte impulso alla ricerca sull'efficacia delle scuole è venuto dalle riforme introdotte dagli anni ottanta in poi in molti Paesi all'insegna dell'autonomia degli istituti educativi. Le ricerche a piccola scala condotte in quegli anni in Inghilterra e negli USA hanno modificato il quadro che era emerso dalle indagini a larga scala, dimostrando che le scuole potevano "fare la differenza" (Brookover 1979; Rutter 1979; Madaus 1980; Mortimore 1988; Smith e Tomlinson 1989).

Da allora la ricerca sull'efficacia e sui fattori ad essa associati si è arricchita di sempre nuovi contributi e le tecniche per valutare l'apporto specifico dato dalle scuole all'apprendimento dei propri studenti hanno conosciuto un notevole progresso, anche grazie all'introduzione dei modelli di regressione multilivello per la misurazione del valore aggiunto (Bressoux 2007; Grilli e Rampichini 2009), che permettono, a differenza della regressione ordinaria, di tener conto della struttura gerarchica (*nested*) propria dei dati in campo educativo (Bryk e Raudenbush 2002).

Vi è da dire che la ricerca sull'effetto-scuola si è sviluppata soprattutto nei Paesi anglosassoni o in quei Paesi, come l'Olanda, dove le scuole usufruiscono di una più ampia autonomia gestionale rispetto alle scuole di Paesi con una tradizione di accentramento amministrativo, prevalente nell'Europa continentale. La ricerca sulle variabili connesse all'effetto-scuola intrapresa in tempi più recenti in questi Paesi ha portato a esiti in parte diversi rispetto a quella condotta nei Paesi di lingua inglese (Grisay 1993; 2007) sollevando più di un interrogativo su alcuni dei presupposti e dei risultati della *school effectiveness* di marca anglosassone, in particolare l'indipendenza dei processi dalle variabili degli studenti, a livello individuale e soprattutto aggregato.

In Francia Pascal Bressoux ha messo in discussione l'esistenza di un effetto proprio della scuola sugli apprendimenti degli alunni. Pur non negando differenze di prestazione tra una scuola e l'altra, egli ritiene, sulla base di studi condotti sugli alunni della scuola primaria (Bressoux 1994; 1995; 2008), che queste siano assai minori rispetto alle differenze rilevate a livello di classe e che quello che appare come effetto della scuola sia dovuto ad alcune classi con prestazioni particolarmente elevate o particolarmente basse, che "tirano in su o in giù" i suoi risultati complessivi. In altre parole, l'effetto della scuola sarebbe da concepire più come la risultante dell'aggregazione degli effetti delle classi al suo interno che come effetto da ricondurre, come la corrente di ricerca sulla *school effecttiveness* ipotizzava, alla peculiare "identità" di ciascun istituto e alla coerenza dei processi organizzativi e pedagogico-didattici messi in atto su tale fondamento. E ciò anche alla luce delle differenze di prestazione e di pratiche fra una classe e l'altra del medesimo istituto, non di rado maggiore di quella osservabile tra classi di scuole diverse (Lafontaine 2008).



## I dati analizzati e gli obiettivi della ricerca

Premesso quanto sopra, gli obiettivi che ci siamo proposti con lo studio di cui si presentano qui i risultati sono tre:

- 1) analizzare la ripartizione della varianza dei risultati nelle prove INVALSI somministrate al termine del primo ciclo d'istruzione *fra scuole*, *fra classi* e *fra alunni* (grado 8), sia nell'Italia nel suo insieme che nelle diverse zone geografiche del Paese (Nord, Centro e Sud)<sup>1</sup>;
- 2) verificare, mediante un'analisi di regressione a tre livelli (studente, classe, scuola) se, una volta poste sotto controllo le variabili socio-demografiche degli studenti e il loro grado di preparazione in ingresso a ciascun livello, la varianza residua a livello di classe sia superiore a quella che si registra a livello di scuola. Poiché la varianza non spiegata dalle caratteristiche degli alunni costituisce un indicatore del valore aggiunto, cioè dell'effetto proprio esercitato sull'apprendimento degli alunni dalla scuola o dalla classe frequentate, la permanenza di un residuo a livello di classe superiore a quello che si registra a livello di scuola andrebbe a sostegno dell'ipotesi di Bressoux secondo cui quello che più incide sugli apprendimenti è l'effetto della classe, mentre l'effetto della scuola sarebbe più che altro un risultato dell'aggregazione degli effetti delle classi che la compongono;
- 3) verificare se la varianza tra classi nel grado 8 sia, almeno in parte, da attribuire a una iniziale formazione dei gruppi non equieterogenea, o, in altre parole, se all'interno delle scuole secondarie del primo ciclo d'istruzione siano all'opera meccanismi che, in modo più o meno intenzionale, portano a una assegnazione degli alunni alle classi in funzione delle loro caratteristiche socio-demografiche e/o del loro grado di preparazione all'ingresso, pratica che tende a riprodurre le diseguaglianze di partenza e incide negativamente sull'apprendimento degli studenti più deboli socialmente e culturalmente, contraddicendo alla finalità istituzionale di assicurare a tutti gli alunni, nel tronco comune del percorso scolastico, lo stesso curricolo e la stessa qualità d'insegnamento a garanzia dell'eguaglianza di opportunità.

In relazione agli obiettivi sopra declinati, lo studio di cui qui si presentano i risultati è stato condotto su un campione degli studenti di terza secondaria di primo grado che hanno sostenuto le prove INVALSI di Italiano e Matematica nell'anno 2019. Tra le scuole del campione nazionale² si sono selezionate le scuole con un'unica sede³ e di tali scuole sono state incluse nello studio tutte le terze classi, escludendo le scuole con una sola classe. Dall'analisi sono state inoltre escluse le classi con una percentuale di *missing* superiore al 50% sulla variabile rappresentata dal punteggio in ingresso, informazione non disponibile per tutti gli studenti, così come – anche se in misura assai minore – quella relativa allo *status* socio-economico-culturale (Escs) della famiglia⁴.

<sup>&</sup>lt;sup>1</sup> Il Nord riunisce le macro-aree Nord-Ovest e Nord-Est, il Sud raggruppa le macro-aree Sud e Sud e Isole.

<sup>&</sup>lt;sup>2</sup> Sebbene le prove siano censuarie, dalle popolazioni di studenti testati viene ogni anno estratto un campione con metodo a due stadi: nel primo stadio sono selezionate le scuole, nel secondo, all'interno di ciascuna scuola, sono estratte di norma due classi intere. Lo scopo del campione è di assicurare la qualità dei dati: nelle classi campione è infatti presente un osservatore esterno con il compito di garantire la regolarità della procedura di somministrazione.

<sup>&</sup>lt;sup>3</sup> Questo perché nelle scuole con più sedi la varianza tra classi potrebbe esser dovuta a fattori non imputabili a pratiche della scuola ma a differenze della popolazione scolastica reclutata da classi di plessi ubicati in diversi comuni o in diverse frazioni o quartieri di uno stesso comune.

<sup>&</sup>lt;sup>4</sup> Dopo le eliminazioni, i *missing* rimasti sulle variabili "Escs" e "Punteggio d'ingresso" risultavano pari, rispettivamente, al 2,4% e al 12,5% in Italiano, al 2,4% e al 12,6% in Matematica. I *missing* rimasti sono stati trattati imputandoli con la media di classe. Inoltre, per tenere sotto controllo l'eventuale effetto negativo dovuto alla mancanza del dato, è stata creata una variabile avente il valore 0 se l'informazione è presente e il valore 1 se l'informazione è assente.



La tabella che segue riporta le numerosità e la distribuzione fra le tre zone geografiche dell'Italia degli studenti, delle scuole e delle classi oggetto d'analisi, rispettivamente per l'Italiano e per la Matematica<sup>1</sup>.

Tabella 1: Studenti, classi e scuole analizzati in Italiano e in Matematica – grado 8

	NORD		CENTRO		SUD		ITALIA	
	Italiano	Matem.	Italiano	Matem.	Italiano	Matem.	Italiano	Matem.
Studenti	18240	18207	9579	9408	20454	20418	48273	48033
Classi	845	844	437	429	985	984	2267	2257
Scuole	169	170	80	79	167	167	416	416

#### La varianza tra alunni, tra classi e tra scuole nei risultati del grado 8

La variabilità totale dei risultati di una prova che misura i livelli di apprendimento può essere scomposta in tre componenti: quella dovuta a differenze tra gli alunni all'interno delle classi, quella dovuta a differenze tra le classi entro le scuole e quella dovuta a differenze tra le scuole. La varianza tra classi e la varianza tra scuole sono un importante indicatore di equità del sistema educativo perché quanto più esse si avvicinano a zero tanto più la ripartizione degli alunni fra le unità del sistema scolastico, le classi e le scuole, risponde a un principio di equilibrio teso a evitare il raggruppamento degli studenti in funzione delle loro caratteristiche socio-demografiche e del loro livello di abilità, fenomeno quest'ultimo che la letteratura sul tema attesta esser presente, in misura variabile, in molti Paesi, e ciò anche nel tratto comune del percorso scolastico, formalmente non suddiviso in indirizzi di studio diversi dal punto di vista del curricolo e del reclutamento, come invece accade nel grado superiore della scuola secondaria. Come la ricerca dimostra (OECD 2007; 2010), l'apprendimento di uno studente è influenzato non solo dalle sue caratteristiche personali ma anche dall'effetto prodotto dall'aggregazione delle caratteristiche individuali degli appartenenti allo stesso gruppo, cioè dall'effetto del "contesto" (school mix) rappresentato dalla classe e dalla scuola in cui è inserito.

La tabella che segue mostra le percentuali di varianza dovuta a differenze tra gli alunni, tra le classi e tra le scuole in Italiano e in Matematica in terza secondaria di primo grado registrate in Italia e nelle tre aree geografiche del Nord, del Centro e del Sud.

Tabella 2: Percentuali di varianza dei punteggi di Italiano e Matematica tra alunni, tra classi e tra scuole nel grado 8 per area geografica

Vorionzo	NORD		CENTRO		SUD		ITALIA	
Varianza	Italiano	Matem.	Italiano	Matem.	Italiano	Matem.	Italiano	Matem.
tra alunni	90,7	88,7	92,2	89,5	82,8	80,1	86,4	81,8
tra classi	3,5	4,8	3,6	5,7	9,7	10,8	6,1	7,2
tra scuole	5,7	6,5	4,3	4,9	7,5	9,1	7,5	11,0

Osservando la tabella si può constatare che in entrambe le discipline, com'era da attendersi, la maggior parte della varianza dei risultati nelle prove di Italiano e Matematica si colloca fra gli alunni all'interno delle classi. Per quanto riguarda la varianza tra classi entro le scuole e la varianza tra scuole, in Italiano la prima è minore della seconda nel Nord e nel Centro, mentre nel Sud è maggiore; in Matematica, la varianza tra classi è più alta di quella tra scuole nel Centro e nel Sud, ma non nel Nord. In generale, poi, la varianza tra classi e tra

<sup>1</sup> Sebbene i numeri siano ovviamente diversi, la distribuzione delle unità d'analisi nel campione studiato rispetta sostanzialmente le proporzioni del campione nazionale.



scuole è più alta al Sud rispetto al Centro e al Nord sia in Italiano che in Matematica – dato, questo, già più volte emerso dalle rilevazioni dell'INVALSI – ed è in ogni zona d'Italia maggiore in Matematica rispetto all'Italiano.

A prima vista, dunque, la variabilità tra le classi dello stesso istituto appare in Italia complessivamente non elevata e mediamente minore di quella che si registra a livello di scuola, cosa che sembra deporre per una formazione equilibrata delle classi nella scuola secondaria di primo grado o, come ipotesi alternativa, per la tendenza a una relativa convergenza dei risultati delle classi appartenenti a uno stesso istituto al termine del triennio, almeno per quanto riguarda il Nord e il Centro del Paese.

### I risultati dell'analisi di regressione a tre livelli

Le tabelle 3 e 4 riportano i risultati dell'analisi di regressione effettuata sui punteggi nelle prove INVALSI di Italiano e Matematica del grado 8.

Il modello utilizzato è un modello di regressione lineare a tre livelli, a intercette casuali e pendenze fisse, nel quale le variabili quantitative (Escs e punteggio d'ingresso) a livello 1 e 2 sono centrate sulla media di gruppo (la media di classe a livello 1, la media della scuola a livello 2) e a livello 3 sulla media generale. La variabile dipendente è il punteggio degli studenti in Italiano e Matematica nel grado 8, espresso su scala Rasch con media 200 e deviazione standard 40.

Tabella 4: Coefficienti di regressione lineare a tre livelli sui punteggi di Italiano – grado 8

	Modello 0	Modello 1	Modello 2	Modello 3
Intercetta	199,1	200,6	200,5	196,0
Livello studente				
Femmina		4,9***	4,8***	4,8***
In ritardo		-10,2***	-9,4***	-9,4***
Straniero		-5,0***	-4,7***	-4,7***
Lingua parlata a casa diversa dall'Italiano		-7,5***	-7,2***	-7,3***
Escs individuale		5,4***	5,5***	5,5***
Punteggio d'ingresso in Italiano		19,5***	19,5***	19,5***
Escs individuale mancante		-21,2***	-21,3***	-21,4***
Punteggio d'ingresso mancante		-10,9***	-10,6***	-10,5***
Livello classe				
ESCS medio della classe			12,2**	12,1***
Punteggio d'ingresso medio della classe			17,4**	17,4***
Livello scuola				
La scuola è nel Nord				8,4***
La scuola è nel Centro				5,3***
Escs medio della scuola				15,1***
Punteggio d'ingresso medio della scuola				13,1***
Componenti casuali				
Varianza livello 1 (entro le classi)	1169,1	693,8	693,8	693,8
Varianza livello 2 (tra classi)	82,2	87,6	28,8	29,0
Varianza livello 3 (tra scuole)	101,6	97,8	111,4	24,6
% varianza <i>tra classi</i>	6,1			
% varianza <i>tra scuole</i>	7,5			
Riduzione varianza entro le classi (%)		40,6	40,7	40,7
Riduzione varianza tra classi (%)			65,0	64,7
Riduzione varianza tra scuole (%)				75,7



\*p-value < 0,05; \*\* p-value < 0,01; \*\*\*p-value<0,001

Tabella 5: Coefficienti di regressione lineare a tre livelli sui punteggi di Matematica – grado 8

	Modello 0	Modello 1	Modello 2	Modello 3
Intercetta	199,7	203,5	202,8	195,1
Livello studente				
Femmina		-2,3***	-2,3***	-2,3***
In ritardo		-10,6***	-10,0***	-9,9***
Straniero		-1,2*	-1,0	-1,0
Lingua parlata a casa		-4,3***	-4,1***	-4,1***
ESCS individuale		5,7***	5,8***	5,8***
Punteggio d'ingresso in Matematica		19,7***	19,7***	19,7***
ESCS individuale mancante		-24,4***	-24,8***	-24,8***
Punteggio d'ingresso mancante		-6,6***	-6,2***	-6,1***
Livello classe				
ESCS medio classe della classe			14,9***	14,9***
Punteggio medio d'ingresso della classe			16,9***	16,9***
Livello scuola				
La scuola è nel Nord				15,8***
La scuola è nel Centro				10,6***
Escs medio della scuola				18,8***
Punteggio medio d'ingresso della scuola				8,2***
Componenti casuali				
Varianza liv. 1 (entro le classi)	1212,6	784,8	784,8	784,8
Varianza liv. 2 (tra le classi)	106,8	116,9	55,6	55,7
Varianza liv. 3 (tra le scuole)	163,5	164,1	178,2	49,1
% varianza <i>tra le classi</i>	7,2			
% varianza tra le scuole	11,0			
Riduzione varianza entro le classi (%)		35,3	35,3	35,3
Riduzione varianza tra le classi (%)			47,9	47,8
Riduzione varianza tra le scuole (%)				70,0

\*p-value < 0,05; \*\* p-value < 0,01; \*\*\* p-value < 0,001

Come si può vedere dalle tabelle, a livello 1 l'origine straniera, il parlare a casa una lingua diversa dall'Italiano e il ritardo nel percorso degli studi hanno un effetto negativo sul punteggio di entrambe le discipline, mentre l'essere di genere femminile influisce positivamente sul punteggio in Italiano e negativamente su quello in Matematica. Lo status socio-economico-culturale della famiglia d'origine dello studente, misurato dall'indice Escs¹, e soprattutto il suo grado di preparazione all'entrata nella scuola secondaria di primo grado, misurato dal risultato ottenuto nelle prove INVALSI di Italiano e Matematica in quinta primaria, incidono marcatamente sui risultati alla fine del triennio, mentre l'assenza dell'informazione su queste due variabili è associata a un effetto negativo. Anche lo status medio e il punteggio d'ingresso medio degli alunni della classe e della scuola (modelli 2 e 3) hanno un peso considerevole sui livelli di apprendimento dello studente, che si somma a quello esercitato dalle sue caratteristiche personali. Da notare inoltre che, come già emerso dalle precedenti rilevazioni dell'INVALSI, un alunno di una scuola ubicata nel Nord o nel Centro dell'Italia, a

<sup>&</sup>lt;sup>1</sup> L'indice Escs è un indicatore che integra tre variabili: il livello d'istruzione dei genitori, la professione da essi esercitata e la disponibilità in casa di risorse e strumenti di tipo materiale e immateriale.



parità di tutte le altre condizioni, ha prestazioni più alte rispetto a un alunno di una scuola del Sud, in particolare in Matematica.

Nel modello finale, le variabili prese in considerazione a ciascun livello spiegano in Italiano il 65% circa della varianza tra classi e il 76% circa della varianza tra scuole: la varianza non spiegata è dunque, rispettivamente, del 35% e del 24%. In Matematica la varianza spiegata tra classi corrisponde a circa il 48% e quella tra scuole al 70%: rimane pertanto non spiegato il 52% della varianza tra classi e il 30% di quella tra scuole. Assumendo la varianza non spiegata dalle caratteristiche socio-demografiche degli alunni e dalle competenze possedute all'inizio della scuola secondaria di primo grado come un indicatore dell'effetto proprio esercitato dalla classe e dalla scuola frequentate, dai risultati delle analisi riportati nelle tabelle si evince come l'effetto della classe, in linea con l'ipotesi di Bressoux, sia maggiore di quello della scuola, conclusione che vale soprattutto per la Matematica. Tenuto conto che l'effetto della classe è almeno in parte da ricondurre all'efficacia dell'insegnamento, l'avere un buon insegnante è una condizione rilevante, in particolare in Matematica, per poter ottenere risultati soddisfacenti alla fine del triennio della scuola secondaria di primo grado.

#### La varianza tra classi e tra scuole all'entrata nella scuola secondaria di primo grado

Come si è visto nel paragrafo precedente, le caratteristiche socio-demografiche degli studenti e il grado di preparazione all'ingresso condizionano i loro risultati all'uscita dalla scuola secondaria di primo grado. Oltre che dalle qualità personali degli studenti, i punteggi conseguiti in Italiano e in Matematica nelle prove del grado 8 dipendono anche dallo status socio-economico medio e dal punteggio d'ingresso medio della classe e della scuola che essi frequentano, cioè dall'effetto del contesto. Questo è in termini diretti un effetto dei compagni ma esso reca con sé anche tutta una serie di effetti indiretti, in particolare per quanto concerne la qualità dell'insegnamento e del curricolo. Se ciò è vero, l'assegnazione degli alunni alle classi e alle scuole non è un'operazione neutrale ma ha una ricaduta sui livelli di apprendimento, in particolare degli alunni meno favoriti socialmente (Duru-Bellat 1999). L'ideale sarebbe ripartire gli alunni fra le unità del sistema scolastico con una modalità che fosse completamente indipendente dalle loro caratteristiche, come accadrebbe se la ripartizione avvenisse in maniera del tutto aleatoria. Chiaramente ciò è più difficilmente realizzabile – sebbene non impossibile, almeno entro un territorio circoscritto – per l'assegnazione degli studenti alle scuole che non per l'assegnazione alle classi, la cui composizione è teoricamente sotto il controllo del dirigente scolastico. Quanto egli voglia e sia in grado di esercitare in pratica tale controllo, anche resistendo, se necessario, a eventuali pressioni dei genitori, è un punto che merita di essere approfondito. A tale scopo abbiamo in prima battuta analizzato la ripartizione della varianza tra classi e tra scuole – per l'Italia nel suo insieme e per le tre principali aree geografiche – dell'indice di status socio-economico-culturale e del punteggio di quinta primaria nelle prove INVALSI degli studenti del nostro campione.

Tabella 5: Ripartizione della varianza dell'Escs fra classi e tra scuole per area geografica

			0 0	
	Nord	Centro	Sud	Italia
Varianza tra classi (%)	3,1	3,8	9,5	6,2
Varianza tra scuole (%)	10,7	6,7	11,5	10,6

Tabella 6: Ripartizione della varianza del punteggio d'ingresso in Italiano per area geografica

	Nord	Centro	Sud	Italia
Varianza tra classi (%)	3,2	4,8	7,7	5,5
Varianza tra scuole (%)	4,5	4,3	7,0	5,9



Tabella 7: Ripartizione della varianza del punteggio d'ingresso in Matematica per area geografica

	Nord	Centro	Sud	Italia
Varianza tra classi (%)	2,8	4,3	7,1	5,1
Varianza tra scuole (%)	5,6	6,2	9,9	7,7

Per quanto riguarda l'Escs, la varianza tra le classi entro le scuole di questo indicatore è in ogni area del Paese inferiore a quella che si registra tra scuole, in particolare al Nord. Da notare anche che la varianza tra scuole è più alta al Nord e al Sud rispetto al Centro. Per quel che riguarda invece i punteggi d'ingresso, la varianza tra le classi in Italiano è nel Centro e nel Sud – ma non nel Nord – leggermente più alta di quella che si registra tra le scuole, mentre in Matematica è in ogni area più bassa. In ogni caso, sia l'una che l'altra sono in entrambe le discipline più alte al Sud rispetto al Centro e al Nord. Il quadro che emerge dalle tabelle 6 e 7 riconferma nella sostanza quello delineato dai dati presentati nella tabella 2, tranne per il fatto che la varianza tra classi dei punteggi d'ingresso è più bassa in Matematica rispetto all'Italiano, contrariamente a quanto accade al termine del triennio della scuola secondaria di primo grado. Ciò detto, non bisogna dimenticare che i valori riportati nelle tre tabelle precedenti sono valori medi e che dunque possono nascondere situazioni in cui la varianza tra classi delle variabili in questione è più elevata.

Per misurare la variabilità tra classi all'interno di ciascuna delle singole scuole abbiamo utilizzato la devianza dei valori medi di Escs e del punteggio d'ingresso in Italiano e Matematica delle classi, ponderati per il numero di alunni di ogni classe, secondo la seguente formula<sup>1</sup>:

$$Var\_Entro_k = Sommatoria (X_{jk} - X_k)^2 * N_j$$

con  $X_{jk}$  = media della variabile X nella j-esima classe della k-esima scuola;  $X_k$  = media della variabile X nella k-esima scuola;  $N_i$  = numero di alunni della j-esima classe.

La tabella che segue mostra la distribuzione dei valori di tale misura a livello nazionale.

Tabella 8: Distribuzione della variabilità tra classi entro le scuole di Escs e del punteggio d'ingresso di Italiano e Matematica

Percentile	Escs_Var_ Entrok	Ing_Ita_Var_Entrok	Ing_Mat_Var_Entrok
1	0,013	0,023	0,006
5	0,380	0,247	0,202
10	0,724	0,590	0,491
25	2,315	1,662	1,615
50	5,132	4,592	3,735
75	11,156	9,464	8,014
90	22,719	15,042	15,783
95	32,325	21,658	21,968
99	61,040	34,860	45,772
Media	9,051	6,787	6,570
Dev.Standard	10,978	7,669	8,186

In tutte e tre le distribuzioni la media risulta maggiore della mediana, il che significa che si ha una prevalenza dei valori bassi, come testimoniano anche i valori positivi degli indici di asimmetria<sup>2</sup>. La maggioranza delle

<sup>&</sup>lt;sup>1</sup> La formula è ripresa da Agasisti (2013, p.10).

<sup>&</sup>lt;sup>2</sup> Gli indici di asimmetria della distribuzione di Escs e dei punteggi d'ingresso di Italiano e Matematica sono pari rispettivamente a 1,071, 0,859, 1,039.



scuole, dunque, forma le classi nel rispetto del criterio dell'equieterogeneità e solo una minoranza assegna gli alunni alle classi in funzione delle loro caratteristiche, ma con intensità diversa a seconda dell'area geografica. Le tabelle che seguono mostrano la distribuzione percentuale delle scuole del Nord, del Centro e del Sud all'interno degli intervalli i cui limiti sono dati dai valori percentili sopra riportati.

Tabella 9: Distribuzione percentuale delle scuole negli intervalli percentili dell'indice Escs

Intervallo percentile	Nord	Centro	Sud	Totale di	Nord	Centro	Sud	
				riga				
<5	52,4	9,5	38,1	100,0	6,5	2,5	4,8	
5-10	45,0	25,0	30,0	100,0	5,3	6,3	3,6	
10-25	61,9	12,7	25,4	100,0	23,1	10,0	9,6	
25-50	49,0	27,9	23,1	100,0	30,2	36,3	14,4	
50-75	34,6	22,1	43,3	100,0	21,3	28,7	26,9	
75-90	31,7	19,0	49,2	100,0	11,8	15,0	18,6	
90-95	9,5	4,8	85,7	100,0	1,2	1,3	10,8	
>95	5,0	0,0	95,0	100,0	0,6	0,0	11,4	
Totale di colonna	•	•						

Tabella 10: Distribuzione percentuale delle scuole negli intervalli percentili del punteggio d'ingresso in Italiano

Intervallo percentile	Nord	Centro	Sud	Totale di	Nord	Centro	Sud
				riga			
<5	55,0	20,0	25,0	100,0	6,5	5,0	3,0
5-10	62,5	8,3	29,2	100,0	8,9	2,5	4,2
10-25	55,0	15,0	30,0	100,0	19,5	11,3	10,8
25-50	41,0	26,7	32,4	100,0	25,4	35,0	20,4
50-75	38,8	21,4	39,8	100,0	23,7	27,5	24,6
75-90	30,2	19,0	50,8	100,0	11,2	15,0	19,2
90-95	38,1	14,3	47,6	100,0	4,7	3,8	6,0
>95	0,0	0,0	100,0	100,0	0,0	0,0	12,0
Totale di colonna		•			100,0	100,0	100,0

Tabella 11: Distribuzione percentuale delle scuole negli intervalli percentili del punteggio d'ingresso in Matematica

Intervallo percentile	Nord	Centro	Sud	Totale di	Nord	Centro	Sud
				riga			
<5	45,0	0,0	55,0	100,0	5,3	0,0	6,6
5-10	50,0	22,7	27,3	100,0	6,5	6,3	3,6
10-25	53,2	21,0	25,8	100,0	19,5	16,3	9,6
25-50	47,1	22,1	30,8	100,0	29,0	28,7	19,2
50-75	38,5	23,1	38,5	100,0	23,7	30,0	24,0
75-90	28,6	20,6	50,8	100,0	10,7	16,3	19,2
90-95	33,3	4,8	61,9	100,0	4,1	1,3	7,8
>95	10,0	5,0	85,0	100,0	1,2	1,3	10,2
Totale di colonna							100,0

Dalle tabelle si può constatare che la distribuzione delle scuole delle tre aree geografiche negli intervalli è in generale alquanto disomogenea e che la minoranza delle scuole dove si registra un'alta variabilità fra classi al loro interno (ultimi tre intervalli) sono concentrate soprattutto al Sud.



#### Conclusioni

Rispetto agli obiettivi indicati nel secondo paragrafo, possiamo concludere che:

- 1) la varianza tra le classi e le scuole dei risultati nelle prove INVALSI di Italiano e Matematica del grado 8 sono complessivamente non elevate ma di dimensione maggiore nel Sud rispetto al Centro e al Nord dell'Italia;
- 2) dalle analisi di regressione a tre livelli emerge che la varianza tra le classi che non è spiegata dalle caratteristiche socio-demografiche degli alunni e dal loro grado di competenza all'ingresso nella scuola secondaria di primo grado è sia in Italiano che in Matematica maggiore della varianza tra le scuole, dato che può essere interpretato come prova di una superiorità dell'effetto-classe sull'effetto-scuola;
- 3) dall'esame della variabilità tra le classi entro la scuola dell'indice di status socio-economico-culturale e dei punteggi di V primaria degli studenti (misurata dalla devianza) emerge che le scuole secondarie di primo grado che ripartiscono, più o meno intenzionalmente, gli alunni fra le classi in funzione delle loro caratteristiche sono complessivamente una minoranza e si concentrano soprattutto nel Sud del Paese.



#### **Bibliografia**

Agasisti T., Falzetti F. (2013). Between-classes sorting within schools and test scores. An empirical analysis of the Italian junior secondary schools, *Working paper INVALSI* n. 20/2013.

Bressoux P. (1994). "Les recherches sur les effets-écoles et les effets-maîtres", *Revue française de pédagogie*, n. 108, pp. 91-137.

Bressoux P. (1995). "Les effets du contexte scolaire sur les acquisitions des élèves: effet-école et effets-classes en lecture", *Revue française de sociologie*, 36-2, pp. 273-294.

Bressoux P. (2007). "L'apport des modèles multiniveaux à la recherche en education", Éducation et didactique, Vol 1, n. 2, pp. 71-86.

Bressoux P. (2008). "L'effet établissement", Dictionnaire de l'éducation. Paris: PUF

Lafontaine D. (2008). "L'effet classe", Dictionnaire de l'éducation. Paris: PUF

Bryk A.S. e Raudenbush S.W. (2002). *Hierarchical Linear Models: Applications and Data Analysis*. Thousand Oacks (CA): Sage.

Brookover W.B. et al. (1979). Schools, Social Systems and Student Achievement: Schools Can Make a Difference. New York: Praeger

Coleman J.S. et al. (1966). Equality of Educational Opportunity. Washington-DC: Government Printing Office

Duru-Bellat M. e Mingat A. (1999). "Implications en termes de justice des modes de groupement des èléves", in: D. Meuret (ed.). *La justice du système éducatif*. Paris: De Boeck & Larcier.

Grilli L. e Rampichini C. (2009). "Multilevel models for the evaluation of educational institutions: a rewiew", in: M. Bini *et al.* (eds), *Statistical Methods for the Evaluation of Educational Services and Quality of Products*, cap. 5. Berlin Heidelberg: Springer-Verlag.

Grisay A. (2007). "Réflexions sur l'effet école", *Recherche sur l'évaluation en education*. Paris: L'Harmattan.

Grisay A. (1993). Le fonctionnement des collèges et ses effets sur les élèves de sixième et de cinquième. Les Dossiers Èducation et Formations, Ministère de l'Èducation Nationale-Direction de l'èvaluation et de la prospective

Hanushek E.A. (1981). "Throwing money at schools", *Journal of Policy Analysis and Management*, 1, pp. 19-41.



Hanushek E.A. (1986). "The economics of schooling: Production and efficiency in public schools", *Journal of Economic Literature*, 24, pp. 1141-77.

Jenks C.S. et al. (1972). Inequality: a Riassessment of the Effect of the Family and Schooling in America. New York: Basic Books.

Madaus G.F. et al. (1980). School Effectiveness: A Riassessment of the Evidence. New York: Mc Graw-Hill.

Mortimore P. et al. (1988) School Matters: The Yunior Years. Somerset (UK): Open Books.

OECD (2007). PISA 2006. Science Competencies for Tomorrow's World. Paris: OECD Publishing.

OECD (2010). PISA 2009 Results: Overcoming Social Background, Vol. II. Paris: OECD Publishing.

Rutter M. et al. (1979). Fifteen Thousands Hours: Secondary Schools and Their Effects on Children. London: Open Books

Smith D.J. e Tomlinson S. (1989). *The School Effect: A Study of Multi-racial Comprehensives*. London: Policy Studies Institute