

ANALISI DELL'EFFICIENZA DELLE SCUOLE ITALIANE RISPETTO AGLI APPRENDIMENTI DEGLI STUDENTI, DIFFERENZE TERRITORIALI E POSSIBILI DETERMINANTI

Giuseppe DI GIACOMO¹, Aline PENNISI²

SOMMARIO

Il lavoro approfondisce il tema dell'efficienza delle scuole primarie e delle scuole secondarie di primo grado italiane in un'ottica produttivistica prendendo come input fattori direttamente legati alla dotazione di risorse finanziarie e umane delle scuole e come output misure sul livello di apprendimento degli studenti in matematica e in italiano, rilevate dall'INVALSI. L'analisi viene effettuata applicando metodi di Data Envelopment Analysis (DEA) su un ampio campione di scuole provenienti da tutto il territorio nazionale e con riferimento all'anno scolastico 2009-2010. Tra le determinanti si rintraccia un impatto positivo sull'efficienza - robusto a tutte le specificazioni del modello e in tutte le macro-aree del Paese - dello status socio-economico e culturale degli studenti e della quota di docenti di ruolo. Le variabili territoriali hanno impatti meno robusti e il divario Nord-Centro-Sud è assorbito dalla significatività dell'indicatore di occupazione femminile a livello provinciale. Sembrano, inoltre, avere un ruolo elementi relativi alla qualità delle spesa, colta per esempio dalla quota di spesa in investimenti o corrente ma non destinata al personale. Infine, sotto il profilo gestionale, emerge la significatività degli "istituti comprensivi", soprattutto nelle stime a livello nazionale: tema per il quale ulteriori approfondimenti sono opportuni.

¹Servizio Studi RGS, Ministero dell'economia e delle finanze (MEF), e-mail: giuseppe.digiacomo@tesoro.it.

²Servizio Studi RGS, Ministero dell'economia e delle finanze (MEF) , e-mail: aline.pennisi@tesoro.it.

Le opinioni espresse in questo lavoro non coinvolgono in alcun modo le istituzioni di appartenenza

1. Introduzione

La recente letteratura sul capitale umano a livello internazionale privilegia sempre più indicatori volte a cogliere la dimensione qualitativa piuttosto che quantitativa dell'istruzione (Hanushek, Kimko, 2000; Hanushek, Woessmann, 2010).

Le più note valutazioni sulla qualità dei sistemi scolastici sono a livello internazionale le indagini PISA condotte dall'OCSE e a livello nazionale le rilevazioni INVALSI (Istituto Nazionale per la Valutazione del Sistema educativo di Istruzione e di formazione)³. Entrambe evidenziano una debolezza della scuola italiana nel fornire un'istruzione di qualità in ambiti come la lettura, la matematica, le scienze e la capacità di risolvere problemi. Rispetto a tali ambiti, le regioni del Mezzogiorno conseguono risultati significativamente inferiori alla media nazionale. Inoltre, all'interno del Mezzogiorno emergono delle significative differenze regionali e una elevata variabilità dei risultati a livello di scuole.

Con riferimento all'anno scolastico 2009-2010 le rilevazioni INVALSI evidenziano un chiaro divario degli studenti delle regioni del Mezzogiorno sia in italiano che in matematica che tende ad ampliarsi nel passaggio dalla scuola primaria alla scuola secondaria di primo grado, e una dispersione dei livelli di apprendimento che risulta essere significativamente superiore alle regioni settentrionali e del centro (Figura 1).

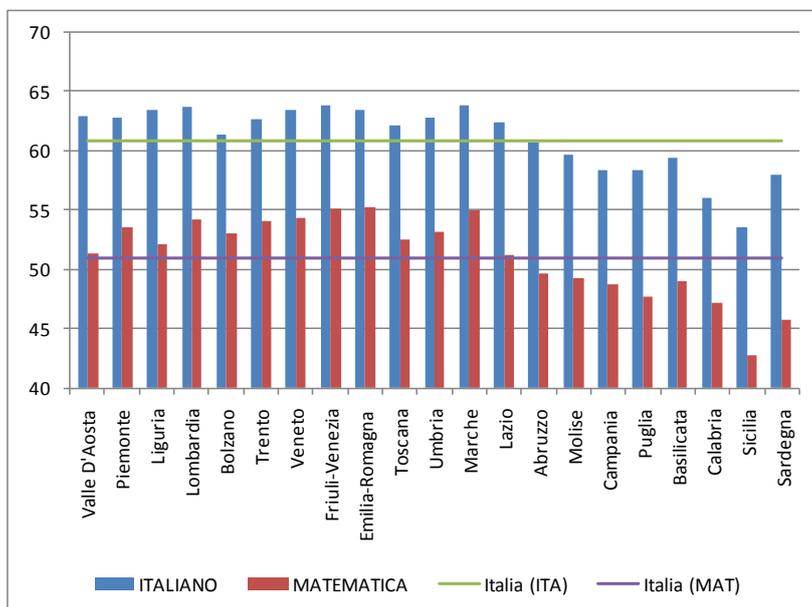
Scomponendo la varianza totale degli apprendimenti in italiano e matematica della classe III della scuola secondaria di primo grado in varianza tra le scuole e varianza dentro le scuole si rileva come la quota di variabilità della prima componente assume un peso di assoluto rilievo, pari a circa 45% in entrambe le materie. Ciò significa che, al di là delle differenze tra macro-ripartizioni, frequentare una scuola o un'altra può determinare esiti significativamente diversi. La differenza è particolarmente accentuata nel Mezzogiorno, dove la quota di varianza tra le scuole sulla varianza totale è pari al 60,6% in matematica e al 55,8% in italiano a fronte di una media per le regioni settentrionali e del Centro

³ Gli avanzamenti sulla misurazione e valutazione degli esiti del sistema scolastico a livello nazionale sono recenti, in particolare per quanto riguarda la disponibilità di rilevazioni sul livello e progresso tramite la somministrazione di "prove" sugli apprendimenti e competenze degli studenti. L'INVALSI (l'Istituto nazionale per la valutazione del sistema educativo di istruzione e di formazione, soggetto alla vigilanza del MIUR) ha avviato da qualche anno un ciclo annuale dei così scaglionato:

(i) a partire dal 2007-08, avvio di una prova nazionale per l'esame di Stato della scuola media (che dovrebbe fare parte degli elementi di valutazione dei risultati del candidato);
(ii) a partire dal 2008-09, avvio di prove nella II e V classe della scuola primaria;
(iii) a partire dal 2009-10, avvio di prove nella I classe della secondaria di primo grado e nel 2010-11 nella I e III classe della scuola secondaria di secondo grado.

rispettivamente del 18,3% e del 40,1% per la prova di matematica e del 22,6% e del 38,7% per la prova di Italiano (INVALSI, 2010).

Figura 1 – Percentuale media di risposte corrette al test INVALSI 2009-2010 nella classe I della scuola secondaria di primo grado per regione.



Fonte: INVALSI, SNV 2009-2010.

L'elevata variabilità dei risultati a fronte di un meccanismo di allocazione delle risorse determinato a livello centrale sulla base di parametri uniformi suggerisce che vi sono spazi per un miglioramento di efficienza delle scuole. L'analisi viene effettuata su un ampio campione di scuole provenienti da tutto il territorio nazionale, per i quali sono disponibili anche alcuni dati fondamentali di bilancio. Sebbene le scuole pubbliche non intervengano direttamente nel reclutamento e nella retribuzione del personale (sia docente, sia tecnico e amministrativo), hanno assunto a partire dalla fine degli anni novanta assunto un certo grado di autonomia in linea con le tendenze al decentramento. Infatti già con l'articolo 21 della legge 59/1997 (nota come "Legge Bassanini") alle istituzioni scolastiche è stata riconosciuta personalità giuridica e con i successivi provvedimenti (in particolare dlgs.vo 112/98 e DPR 275/99) sono stati disegnati i contorni attuativi della loro autonomia.

A differenza del contesto italiano per il quale le analisi empiriche sul tema risultano ancora sporadiche, la letteratura a livello internazionale appare ampia e variata negli approcci utilizzati per analizzare l'efficienza delle scuole. Precedenti analisi sul caso italiano si concentrano sulle scuole secondarie di secondo grado e adottano misure di abilità internazionali come OCSE-PISA o il tasso di superamento dell'esame di Stato (Barbetta e Turati, 2003; Agasisti, 2009). Per l'Italia il presente lavoro presenta, tuttavia, diversi elementi

di innovazione. In primo luogo, utilizza come variabili di *output* i risultati indagine delle rilevazioni nazionali INVALSI sugli apprendimenti degli studenti in matematica ed italiano delle scuole primarie e secondarie di primo grado, mentre le precedenti analisi in questo campo si concentrano sulle Scuole secondarie inferiori di secondo grado e adottano misure di abilità internazionali come OCSE-PISA o il tasso di superamento dell'esame di Stato (Barbetta e Turati, 2003; Agasisti, 2009). In secondo luogo, si concentra sull'individuazione di determinanti dell'efficienza legate alla dimensione territoriale (con particolare riferimento alla localizzazione geografica delle scuole e al grado di urbanità), culturale e socio-economica, nonché alla composizione del personale e della spesa scolastica e alle fonti di finanziamento. L'analisi è condotta utilizzando metodi alla *Data Envelopment Analysis* (DEA). Dopo avere stimato punteggi di efficienza robusti per ciascuna scuola del campione si tenta di individuare alcune determinanti dell'efficienza, guardando da lato a variabili di contesto che attengono alla dimensione territoriale (con particolare riferimento alla localizzazione geografica delle scuole e al grado di urbanità), culturale e socio-economica, e, dall'altro un insieme di variabili riguardanti le scuole relative alla composizione della spesa scolastica e alle fonti di finanziamento.

Il lavoro è articolato come segue: il secondo paragrafo descrive la metodologia adottata per misurare l'efficienza relativa di ciascuna scuola e le variabili utilizzate nella stima del modello empirico. Il terzo paragrafo presenta e discute i principali risultati.

2. Metodologia e fonti utilizzate

2.1 Il metodo non parametrico DEA

La *Data Envelopment Analysis* (DEA) è un metodo non parametrico che non richiede ipotesi funzionali specifiche nella relazione tra gli input e output considerati. L'unità di indagine è una struttura organizzativa e decisionale autonoma - *decision making unit* (DMU) - rispetto alla quale viene calcolata l'efficienza relativa ed è considerata l'unità responsabile della trasformazione degli *input* in *output*. .

Il metodo DEA fa riferimento ai lavori di Farrell sulle misure di efficienza (1957) successivamente ampliati e reso operativi da Charnes, Cooper e Rhodes (1978), sfruttando algoritmi di programmazione lineare. La DEA consente di stimare una frontiera di efficienza non parametrica che coinvolge tutte le DMU. La ricostruzione di tale frontiera consente altresì di valutare l'inefficienza delle altre DMU sulla base della distanza minima dalla frontiera

stessa. Il confronto avviene dunque non rispetto a tutte le DMU, ma ciascuna DMU viene confrontata rispetto a quella più efficiente. Il metodo DEA può essere stimato adottando due differenti approcci che si basano entrambi sul concetto di efficienza tecnica⁴ intesa come capacità della DMU, data la tecnologia corrente, di produrre il massimo livello di output a partire da una data combinazione di input (modello *output-oriented*), o, alternativamente di impiegare la minore quantità possibile di input per ottenere un dato output (modello *input-oriented*).

La metodologia DEA prevede due modelli distinti per i casi di assenza (CRS) o presenza di rendimenti di scala dei fattori produttivi (VRS). Nell'ipotesi CRS il punteggio di efficienza ottenuto per ciascuna DMU viene usualmente indicato come *efficienza tecnica* (ET) e rappresenta una misura complessiva di efficienza data dal prodotto di due fattori: una inefficienza tecnica pura (ETP) ed una inefficienza tecnica dovuta alla scala (ES). Tutte le DMU si possono dunque trovare nella frontiera efficiente o al di sotto in base alla loro capacità di trasformare gli input in output. Le DMU che si trovano sulla frontiera efficiente fungono dunque da standard per la valutazione delle altre DMU osservate, e viene loro assegnato un punteggio di efficienza pari ad uno⁵. Al contempo alle DMU che si collocano al di sotto della frontiera verranno assegnati degli *score* di efficienza inferiori ad uno.

In sintesi i principali vantaggi del metodo DEA possono essere riassunti nei seguenti punti:

- a) non è necessario definire *ex-ante* alcuna forma funzionale per rappresentare i processi di produzione;
- b) la frontiera a partire dalla quale sono calcolati i coefficienti di efficienza è costituita a partire dalle DMU effettivamente misurate; in altre parole in confronto avviene tra unità produttive reali a cui poter far riferimento come *best practice*;
- c) non è necessaria una preliminare individuazione di fattori di ponderazione degli input e degli output;

⁴ L'efficienza allocativa o inefficienza nel senso di Koopmans intesa come capacità di una DMU di produrre un dato output al costo minimo non viene dunque presa in considerazione utilizzando il metodo DEA. Come mette in evidenza Ruggieri (1996) una DME efficiente dal punto di vista tecnico non necessariamente è efficiente dal punto di vista allocativo. L'ottenimento dell'efficienza tecnica complessiva (la cosiddetta efficienza X) richiede infatti la contemporanea esistenza di efficienza tecnica e allocativa.

⁵ In maniera complementare, l'approccio *output oriented* alla DEA porta a stimare punteggi di efficienza delle DMU superiori a uno. Il metodo DEA in questo caso utilizza la funzione di distanza di Shepard che è l'inversa della misura di inefficienza di Farrell, dunque facile dimostrare come anche in questo caso i punteggi di efficienza di possono essere ricondotti ad una misura compresa tra zero ed uno.

d) fornisce indicazioni su come le unità produttive non efficienti potrebbero diventarlo, utilizzando il concetto di gruppo di riferimento (*peer group*) di unità decisionali efficienti che producono un output simile (per quantità e qualità) a quello dell'unità inefficiente.

Bisogna comunque sottolineare come l'approccio DEA presenti alcuni evidenti limiti: in primo luogo richiede delle restrizioni sulle caratteristiche dell'insieme di produzione (*free disposal*⁶ e convessità); in secondo luogo la DEA ha natura puramente deterministica: ogni scostamento dalla frontiera è associato a inefficienza senza la possibilità di considerare elementi casuali o disturbi esterni che possono aver influito sulle risultanze; in terzo luogo, la misura di efficienza elaborata è relativa alle sole variabili misurate e utilizzate dal modello. Infatti i punteggi di efficienza di ciascuna DMU, pur rappresentando una misura di produttività totale, scaturiscono esclusivamente dalle variabili prescelte e quindi possono restituire una fotografia non del tutto rappresentativa dell'efficienza delle DMU soprattutto in relazione a fattori importanti di input o di output non considerati e alla presenza di *outlier* che possono incidere in maniera significativa sul calcolo dei punteggi di efficienza. Rispetto alla sensibilità della DEA alla presenza di *outlier* diversi metodi consentono di ottenere delle stime robuste tramite il ricorso a procedure *bootstrap* che simulano il processo generatore dei dati (Simar e Wilson, 1999,2000). Adottando una procedura *bootstrap* è infatti possibile costruire dei campioni casuali a partire dai dati originali e dunque estrarre intervalli di confidenza di punteggi DEA non distorti.

La valutazione dell'efficienza relativa di ciascuna DMU utilizzando una metodologia DEA con rendimenti variabili ed un approccio *output oriented* si basa sulla risoluzione del seguente problema di programmazione matematica, in cui si tratta di determinare i vettori dei pesi ϕ, λ che massimizzano l'efficienza relativa dell'*i*-sima DMU:

$$\begin{aligned} & \max_{\phi, \lambda} \phi, \\ & \text{s.v.} \\ & -\phi y_i + Y\lambda \geq 0, \\ & x_i - X\lambda \geq 0, \\ & N 1' \lambda = 1 \\ & \lambda \geq 0 \end{aligned}$$

⁶ L'ipotesi di *free disposal* equivale ad assumere che si è sempre in grado di eliminare a costo zero eventuali quantità dei fattori in eccesso

Dove X è la matrice $K \times N$ degli input mentre Y è la matrice $M \times N$ degli *output*, con N pari al numero di DMU mentre y_i ed x_i sono rispettivamente gli output e gli input osservati per ciascuna i -sima DMU. Al contempo, ϕ è uno scalare (che può assumere valori compresi tra 1 e $+\infty$) e λ un vettore di $N \times 1$ costanti. Pertanto, il punteggio di efficienza tecnica per ciascuna unità è rappresentato dalla quantità $1/\phi$ che varia tra 0 e 1 ($\phi = 1$ denota una DMU che si colloca sulla frontiera di produzione e quindi tecnicamente efficiente).

2.2 I dati sulle scuole oggetto dell'analisi

La letteratura di impronta produttivistica è stata applicata a partire dagli anni '70 in diversi campi, tra cui la valutazione dei sistemi educativi. A partire dagli anni novanta, in concomitanza con l'istituzione di una maggiore autonomia delle scuole, si è infatti potuto in maniera sempre più diffusa considerare le unità scolastiche come vere e proprie DMU. Tale approccio risulta valido anche nei casi in cui è presente un forte accentramento dell'organizzazione del sistema scolastico, come in Italia, dove vi sono però spazi di autonomia delle scuole nella gestione delle risorse, nell'organizzazione del servizio e nelle iniziative educative tramite cui ciascuna scuola può avere un certo grado di influenza sui risultati scolastici, pur non potendo controllare interamente la quantità di *input*.

Le stime di efficienza oggetto di questo lavoro utilizzano due distinti *dataset* con riferimento all'anno scolastico 2009/2010 - uno per le scuole primarie e uno per secondarie di primo grado. Entrambi sono costruiti a partire dall'incrocio di dati sulle singole scuole relativamente al livello di apprendimento e allo status socio-economico e culturale degli studenti, alle caratteristiche dimensionali, geografiche e finanziarie. I dati provengono da diverse fonti e, nel corso della procedura di costruzione, sono state anonimizzate dall'INVALSI le identità delle scuole. La numerosità complessiva di scuole italiane per le quali è stato possibile disporre delle informazioni per tutte le fonti è risultato pari 1 100 per il *dataset* relativo alle primarie e 1 066 per quello relativo alle secondarie di primo grado.

In particolare, i dati sul livello di apprendimento degli studenti sono di fonte INVALSI/Sistema Nazionale di Valutazione, così come i dati sullo status medio socio-economico e culturale delle scuole. L'INVALSI realizza annualmente una rilevazione degli apprendimenti nelle classi II e V della scuola primaria e nella classe I della scuola secondaria di primo grado. La partecipazione delle scuole alle rilevazioni INVALSI è stata per diversi anni volontaria, ma a partire dall'anno scolastico 2009-2010 ha coinvolto tutte le istituzioni

scolastiche, statali e paritarie, e tutti gli alunni delle classi coinvolte (come previsto dalla circolare ministeriale n. 86 del 22 ottobre 2009)⁷. La somministrazione delle prove è effettuata direttamente dalle scuole in una data prestabilita e seguendo indicazioni fornite dall'INVALSI. Contemporaneamente viene selezionato annualmente un sottoinsieme di scuole "campione" nelle quali è presente durante la somministrazione delle prove anche un osservatore esterno. L'utilizzo nell'ambito di un'indagine di natura censuaria anche un campione con osservatore esterno permette di fornire in tempi più rapidi una prima serie di risultati, nonché di verificare l'eventuale presenza di comportamenti anomali nelle modalità di svolgimento della prova (il cosiddetto *cheating* da parte degli studenti e/o insegnanti). Il campione ha rappresentatività regionale ed è costruito con una stratificazione a due stadi (scuola e una o due classi intere di studenti a seconda della dimensione della scuola)⁸.

I risultati delle prove INVALSI possono essere sintetizzati in termini di: (a) percentuale media di risposte corrette oppure, (b) un punteggio medio che contempla il livello prestazione del rispondente pesato per difficoltà di ciascuna domanda ottenuto tramite l'applicazione di metodi di *Rasch*. Per convenzione, il punteggio viene normalizzato a una scala con media 500 e deviazione standard pari a 100. Per le scuole primarie, vista la disponibilità dei punteggi sia delle classi II che delle classi V è stato costruito, sia per la matematica che per l'italiano, un indicatore ponderato con pesi pari al numero di partecipanti alle prove delle due diverse classi (*wle_5_mat_v_ii_p* e *wle_5_ita_v_ii_p*). Per le scuole secondarie inferiori si tratta, invece, dei punteggi medi relativi alla sola I classe (*wle_500_mat_second* e *wle_500_ita_second*). Tali indicatori di mostrano una significativa variabilità tra scuole del campione evidenziata dal coefficiente di variazione e dalla differenza tra il valore massimo dei punteggi ed il valore minimo, che è più ampia per la matematica sia per le scuole medie che per le scuole primarie (Tab. 1). Le scuole rappresentative per il Centro presentano in media i punteggi INVALSI più alti rispetto al Nord e al Sud, e quest'ultimo si contraddistingue per una maggiore variabilità nei risultati conseguiti nelle prove (Tab. 2).

Le caratteristiche socio-culturali ed economiche degli studenti e delle famiglie dalle quali essi provengono giocano un ruolo molto importante sui livelli di apprendimento conseguiti, sino a partire dai primi anni di scuola. E' noto ormai in letteratura che la condizione socio-culturale

⁷ Inclusi gli alunni diversamente abili che partecipano con le stesse modalità dei loro compagni oppure, per gli alunni con disabilità visiva, tramite prove in formato elettronico o Braille. E' demandata alla scuola solo la scelta di far partecipare o meno gli studenti con disabilità intellettive certificate e che seguono un piano educativo individualizzato.

⁸ Sono esclusi però dal campione scuole con meno di 10 studenti e, *ex post*, gli studenti con particolari disabilità (disabilità intellettive, DSA o altro). Per l'a.s. 2009-2010, il campione di II e V primaria era composto da 1 385 scuole e quello di I secondaria di primo grado da 1 309 scuole. Per ulteriori dettagli sul campione, cfr. INVALSI (2010).

ed economica, il cosiddetto background, ha un notevole valore predittivo sui risultati conseguiti dagli alunni: Chi vive in condizioni di maggiore vantaggio economico, ma anche sociale e culturale, ha migliori possibilità di conseguire risultati più soddisfacenti durante il loro percorso formativo. Al fine di una misurazione sintetica, l'INVALSI calcola un indice dello status socio-economico e culturale medio delle scuole (ESCS). In coerenza con l'analogo indicatore internazionale definito dall'indagine OCSE-PISA, l'indice sintetizza le risposte fornite dagli studenti riguarda alla condizione occupazionale dei genitori e il loro di livello d'istruzione e alla presenza di alcuni beni materiali che possono essere considerati una variabile *proxy* della condizione della famiglia di origine (per esempio, la disponibilità di un posto tranquillo per studiare, di una scrivania per fare i compiti, di libri, di enciclopedie in formato cartaceo o su supporto digitale, di un collegamento Internet, di una camera singola, di più di un bagno e di più automobile, etc.). L'indicatore è standardizzato tra -1 e 1⁹. Per le scuole primarie è disponibile unicamente ESCS medio calcolato con riferimento alla V classe. L'indicatore è presenta una variabilità sensibilmente maggiore al Nord.

Tab.1 – Punteggi medi in matematica e italiano e indice ESCS

Variabili	Media	Dev.Std.	CV	Min	Max
<i>Scuole primarie</i>					
Media ESCS V Elementare	-0.07	0.46	-6.86	-1.73	1.46
wle_5_mat_v_ii_p	498.20	49.19	0.10	68.83	789.76
wle_5_ita_v_ii_p	498.04	39.04	0.08	164.49	662.65
<i>Scuole secondarie</i>					
Media ESCS I Secondaria	-0.05	0.47	-8.91	-1.75	1.48
wle_500_mat_i_second	496.74	42.51	0.09	330.8	683.8
wle_500_ita_i_second	495.76	39.67	0.08	281.0	588.5

Tab.2 – Punteggi medi in matematica e italiano e indice ESCS per macro-area

	Nord		Centro		Sud	
	Scuole primarie					
Variabili	Media	CV	Media	CV	Media	CV
Media_ESCS V Elementare	-0.02	-18.49	0.11	4.27	-0.23	-2.14
wle_500_ita_v_ii_p	66.18	0.08	67.20	0.09	65.47	0.13
wle_500_mat_v_ii_p	60.43	0.09	61.77	0.11	62.41	0.17
	Scuole secondarie inferiori					
Media ESCS I Secondaria	-0.03	13.2	0.058	6.85	-0.21	-2.50
wle_500_ita_second	510.24	0.06	504.80	0.07	472.74	0.09
wle_500_mat_second	512.31	0.06	501.83	0.07	474.49	0.10

⁹ Per ulteriori approfondimenti sulla costruzione dell'indice ESCS, cfr. Campodifiori et al. (2010).

A livello provinciale il quadro dei livelli medi di apprendimento degli studenti appare ancora più articolato e consente di individuare, anche nell'area del Mezzogiorno, valori superiori alla media nazionale per diverse provincie, soprattutto per quanto riguarda i punteggi medi in matematica nelle scuole primarie (Fig. 2 e Fig. 3).

Fig. 2 - Scuole primarie - Distribuzione provinciale punteggi prove INVALSI(II° e V° elementare) (a) Italiano (b) Matematica

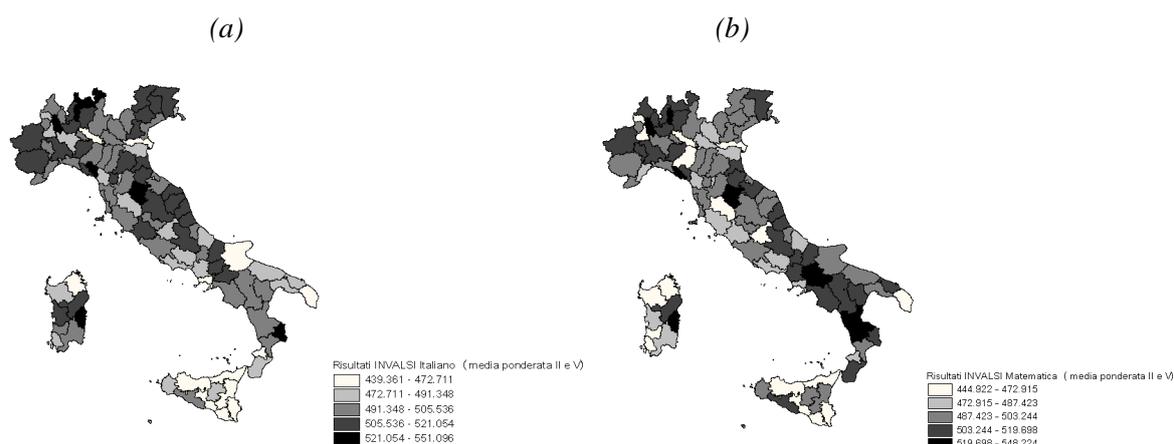
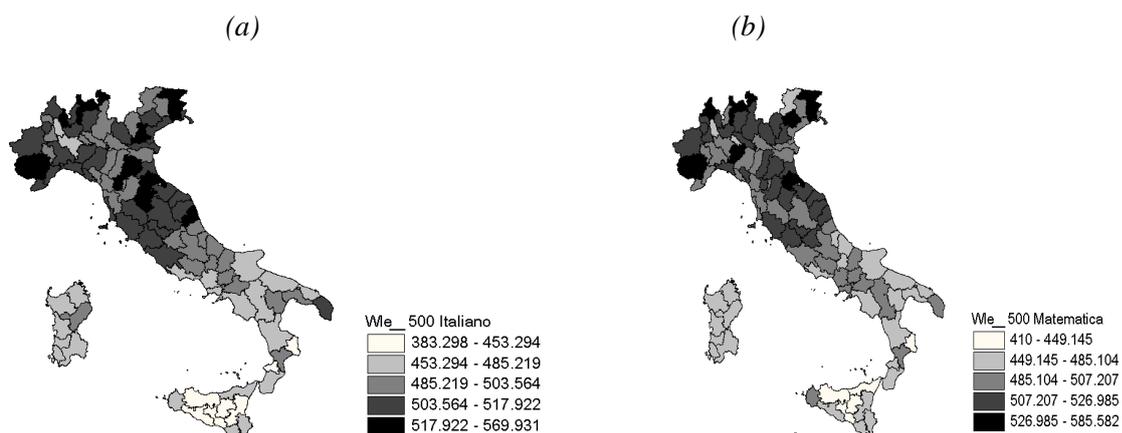


Fig. 3 - Scuole secondarie inferiori di primo grado - Distribuzione provinciale punteggi prove INVALSI - I° secondaria(a) Italiano (b) Matematica



Dati strutturali delle scuole, come la dimensione e alcune caratteristiche degli alunni e di docenti, provengono dalle Rilevazioni Integrative effettuate dal Ministero dell'Istruzione, dell'Università e della Ricerca (MIUR) all'avvio di ciascun anno scolastico e che

costituiscono la base informativa di riferimento per la comunicazione dei dati statistici agli istituti nazionali e internazionali. Sulla base di queste informazioni è stato possibile costruire indicatori di interesse come il numero di docenti per alunno, la dimensione media delle classi (*class size*) e la quota di docenti con contratto a tempo indeterminato. Le informazioni disponibili contengono, inoltre, indicazioni su aspetti gestionali. In particolare si distinguono le scuole primarie da quelle secondarie di I grado e dagli istituti comprensivi. In quest'ultimo caso si tratta di scuole che offrono nell'ambito di uno stesso istituto la materna, la primaria e la secondaria di I grado. Questa tipologia di "accorpamento" di scuole tra cicli di istruzione è cresciuta negli ultimi anni ai sensi della legge 97/94 e successive disposizioni¹⁰.

I dati relativi alle risorse finanziarie delle scuole provengono dal *datawarehouse* dei bilanci delle istituzioni scolastiche del MIUR e contengono le principali variabili relative alle entrate e spese gestite direttamente dagli istituti scolastici, per fonte di finanziamento, tipologia di spesa, etc. Sono state calcolate diversi rapporti pro-capite e di composizione delle entrate per fonte di finanziamento e delle spese, tra cui la spesa totale per alunno, la quota di spesa per investimenti (in conto capitale), piuttosto che destinate al personale. Infine, i dati di bilancio, consentono di osservare lo stato di avanzo/disavanzo della scuola e la quota di residui attivi provenienti da anni precedenti. Sebbene si tratti di variabili finanziarie per le quali può essere appropriato considerare nelle analisi valori medi su più anni, al momento la disponibilità dei dati riguarda unicamente l'esercizio finanziario 2010.

Infine, sono state inserite alcune variabili geografiche e demografiche relative alla localizzazione delle scuole di fonte ISTAT. La dimensione del comune della scuola è articolata in base a cinque classi di ampiezza demografica (fino a 5.000, da 10.000 a 20.000, da 20.001 a 60.000, oltre 60.000); mentre il grado di montanità è misurato ricorrendo ad una variabile categoriale suddivisa in tre classi¹¹ e il grado di urbanizzazione rappresentativo della densità di popolazione dei comuni e delle analoghe caratteristiche per i comuni contigui¹². E'

¹⁰ Sono meno diffuse ma in numero crescente anche altre tipologie di accorpamento tra scuole, non solo in verticale (rispetto a cicli scolastici diversi) ma anche in orizzontale (accomunando in un'unica istituzione indirizzi diversi, per esempio nelle Scuole secondarie inferiori superiori).

¹¹ La fonte è l'Atlante dei comuni Istat e l'indicatore è calcolato per il 2001. La caratteristica "montana" è stata attribuita ai comuni italiani attraverso un impianto legislativo (Legge 991/52 e Legge 657/57) che distingue tre diversi gradi di montanità: comuni totalmente montani, parzialmente montani e non montani. Con l'approvazione della legge 142/90 di riforma dell'ordinamento locale, l'opera di classificazione dei territori montani si è conclusa ed è stata conseguentemente cristallizzata a quella data (art. 29, comma 7). In Italia i territori montani coprono una superficie pari al 54,3 per cento del territorio e in tali aree risiede solo il 18,3 per cento della popolazione.

¹² La fonte è l'Atlante dei comuni Istat e l'indicatore è calcolato per il 2001. In Italia il 44,6 per cento della popolazione vive in comuni ad alta urbanizzazione, il 39,3 in comuni a media urbanizzazione e il restante 16,1 per cento in comuni a bassa urbanizzazione.

inoltre disponibile una variabile rappresentativa del contesto territoriale e del mercato del lavoro, quale l'occupazione femminile per ciascuna provincia.

I livelli di spesa per il Mezzogiorno e per il Centro presentano valori più elevati rispetto al Nord, mentre non si segnalano particolari differenze tra ripartizioni geografiche per il numero di docenti per alunno. L'analisi per province mostra invece una situazione a macchia di leopardo soprattutto per la variabile docenti per 100 studenti, mentre l'evidente polarizzazione delle risorse finanziarie per macro-area viene smorzata, anche se risulta ancora visibile e con una maggiore concentrazione in alcune province del Centro-Sud (Fig. 4 e 5).

Tab. 3 – Spesa e docenti per alunno nelle scuole del campione

Variabili	Media	Dev.Std.	CV	Min	Max
<i>Scuole primarie</i>					
Spesa per alunno	642.6	312.3	0.49	124.9	3915.5
Docenti per alunno (x 100)	10.47	1.91	0.18	6.67	21.83
<i>Scuole secondarie inferiori</i>					
Spesa per alunno	558.9	287.3	0.51	38.05	2953.9
Docenti per alunno (x 100)	10.4	1.99	0.19	6.32	22.32

Tab. 4 – Spesa e docenti per alunno nelle scuole del campione per macro-area

	Nord		Centro		Sud	
<i>Scuole Primarie</i>						
Variabili	Media	CV	Media	CV	Media	CV
Spesa per alunno	541.58	0.42	705.66	0.51	741.99	0.46
Docenti per alunno (x 100)	10.53	0.14	10.42	0.19	10.42	0.23
<i>Scuole secondarie inferiori</i>						
	Media	CV	Media	CV	Media	CV
Spesa per alunno	493.75	0.41	590.58	0.61	623.24	0.50
Docenti per alunno (x 100)	10.33	0.15	10.32	0.18	10.73	0.23

Fig. 4 - Scuole primarie- Distribuzione provinciale (a) spesa scolastica per alunno (b) Docenti per 100alunni

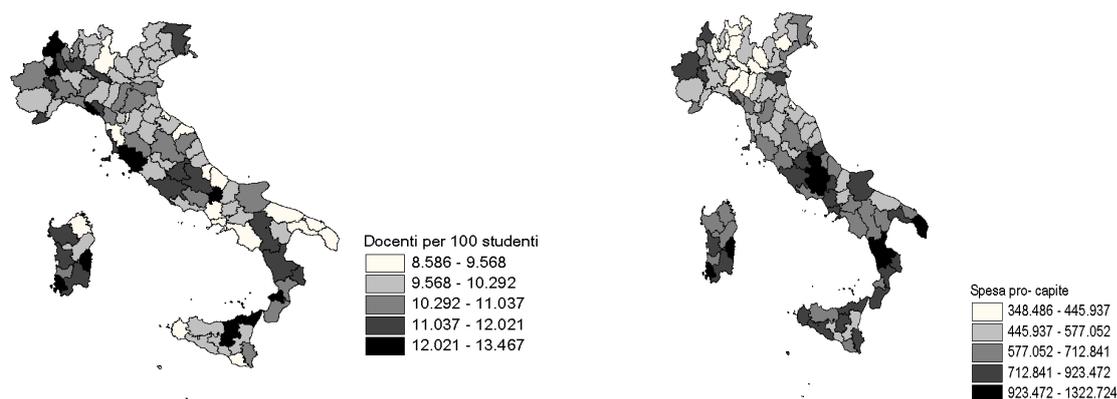
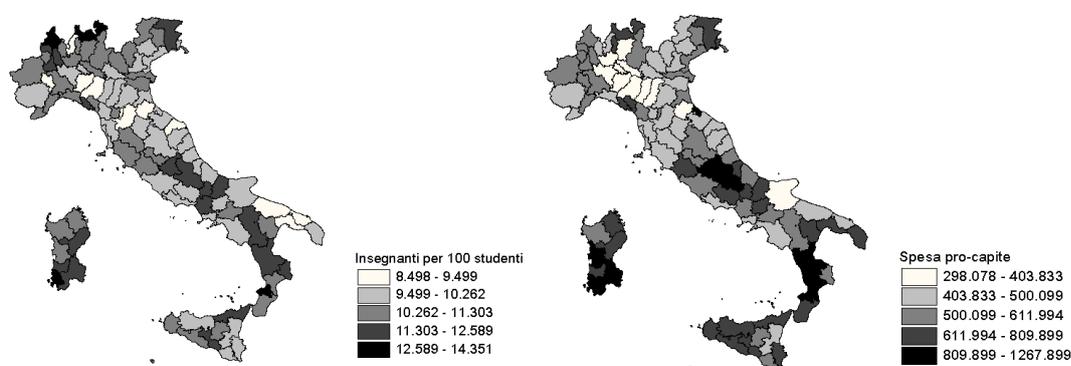


Fig. 5 - Scuole secondarie inferiori- Distribuzione provinciale (a) spesa scolastica per alunno (b) Docenti per 100alunni



Tab. 5 – Principali indicatori sulle caratteristiche strutturali, finanziarie e territoriali delle scuole del campione

Variabili	Scuole Primarie				Scuole secondarie inferiori			
	Media	CV	min	max	Media	CV	Min	Max
Quota Docenti ruolo	0.88	0.10	0.46	1.00	0.86	0.11	0.53	1.00
Istituti Comprensivi	0.54	0.93	0.00	1.00	0.62	0.78	0.00	1.00
Classe demografica	3.35	0.41	1.00	5.00	3.36	0.42	1.00	5.00
Class Size	19.08	0.14	9.29	25.88	21.62	0.13	8.75	27.82
Entrate Famiglie e privati	66.44	0.95	0.00	896.98	93.69	0.70	0.00	830.48
Quota di residui_attivi_aprec	0.50	0.71	0.00	1.17	0.54	0.65	0.00	1.17
Comuni montani	0.18	2.16	0.00	1.00	0.18	2.14	0.00	1.00
Occupazione femminile	34.59	0.24	18.30	47.20	34.36	0.24	18.30	47.20
Spesa non personale pro-capite	255.32	0.91	23.71	3112.59	220.81	0.86	17.01	2299.55
Quota di investimenti in conto capitale	0.02	1.57	0.00	0.42	0.02	1.59	0.00	0.39

Si può notare che la presenza di istituti comprensivi è più concentrata a Nord ma presenta una variabilità sensibilmente maggiore al Sud, così come le entrate delle famiglie e dei privati al Centro. Quest'ultime presentano valori medi pressoché doppi al Centro rispetto al Sud, mentre la presenza di comuni montani e la spesa pro-capite risulta essere più forte al Sud.

Dal confronto tra scuole primarie e secondarie si rileva come soltanto due variabili presentano delle apprezzabili differenze (*class size* e le entrate da privati e famiglie), mentre le restanti variabili non si discostano in maniera significativa, e presentano livelli di variabilità simili.

Tab. 6 - Principali indicatori sulle caratteristiche strutturali, finanziarie e territoriali delle scuole del campione per macro-area

	Nord		Centro		Sud	
<i>Scuole primarie</i>						
Variabili	Media	CV	Media	CV	Media	CV
<i>Quota Docenti ruolo</i>	0.84	0.10	0.87	0.11	0.94	0.07
<i>Istituti Comprensivi</i>	0.61	0.80	0.54	0.92	0.44	1.14
<i>Classe demografica</i>	3.40	0.39	3.45	0.41	3.23	0.44
<i>Class Size</i>	19.42	0.12	18.88	0.16	18.73	0.15
<i>Entrate Famiglie e privati</i>	71.58	0.57	95.97	1.15	42.55	0.88
<i>Quota di residui_attivi_aprec</i>	0.58	0.61	0.55	0.67	0.36	0.83
<i>Comuni montani</i>	0.12	2.68	0.19	2.08	0.24	1.78
<i>Occupazione femminile</i>	41.31	0.07	36.45	0.12	24.50	0.17
<i>Spesa non personale pro-capite</i>	191.50	0.85	328.10	0.91	299.09	0.81
<i>Quota di investimenti in conto capitale</i>	0.01	1.99	0.02	1.54	0.02	1.22
<i>Scuole secondarie inferiori</i>						
Variabili	Media	CV	Media	CV	Media	CV
<i>Quota Docenti ruolo</i>	0.81	0.11	0.85	0.09	0.91	0.07
<i>Istituti Comprensivi</i>	0.67	0.70	0.66	0.71	0.53	0.93
<i>Classe demografica</i>	3.40	0.40	3.39	0.41	3.28	0.43
<i>Class Size</i>	21.97	0.11	21.44	0.13	21.26	0.14
<i>Entrate Famiglie e privati</i>	100.62	0.55	118.50	0.76	71.59	0.74
<i>Quota di residui_attivi_aprec</i>	0.58	0.62	0.69	0.49	0.41	0.73
<i>Comuni montani</i>	0.14	2.40	0.16	2.28	0.23	1.84
<i>Occupazione femminile</i>	41.21	0.07	36.50	0.12	24.60	0.18
<i>Spesa non personale pro-capite</i>	189.50	0.74	266.43	0.95	235.33	0.83
<i>Quota di investimenti in conto capitale</i>	0.02	1.41	0.02	1.97	0.03	1.42

3. Risultati sull'efficienza delle scuole

Nell'ambito del presente lavoro, le variabili utilizzate come *output* sono rappresentate dalla media dei punteggi medi delle prove INVALSI conseguiti in matematica e in italiano. Gli *input* sono rappresentativi della dotazione di risorse umane (*numero di docenti per alunno*) e delle risorse finanziarie gestite dalla scuola (*spesa complessiva per alunno*). Si segnala, in generale, una maggiore variabilità delle variabili di *input* rispetto a quelle di *output*¹³.

Occorre osservare che la correlazione tra i valori di *input* (spesa per studente e docenti per alunno) e i valori di *output* (punteggi medi INVALSI) è negativa per entrambi gli ordini scolastici, anche se con valori molto bassi. Tale risultato suggerisce che nel caso della scuola non è tanto la quantità di *input* quanto la loro qualità a influenzare gli *output*, in coerenza con la letteratura internazionale sul tema.

L'analisi DEA¹⁴ è stata effettuata separatamente per le primarie e per le secondarie inferiori¹⁵. Il modello adattato in entrambi è *output oriented* nell'ipotesi che le scuole abbiano un maggiore controllo sugli *output* misurati attraverso i livelli di apprendimento degli studenti piuttosto che sugli *input* ovvero sulle risorse finanziarie e umane che in qualche misura, pur in un quadro di maggiore autonomia, risultano essere in larga parte determinate da fattori esogeni. Inoltre, al fine di correggere la distorsione verso l'alto dei punteggi di efficienza e di ridurre l'influenza di eventuali *outlier* nei dati sono state applicate tecniche di *bootstrapping* (Simar, Wilson; 1998, 2000) con l'estrazione di 200 campioni casuali che ha permesso di stimare i valori di efficienza tecnica robusti ottenuti come media dei punteggi di efficienza ottenuti per i singoli campioni (stime *bias-corrected*). Per facilitare la lettura dei risultati, i punteggi di efficienza sono stati standardizzati in modo da variare da 0 (minima efficienza) e 1 (massima efficienza).

¹³ Per una verifica di robustezza, sono stati anche considerati un secondo modello con input aggiuntivo per qualificare la spesa delle scuole, come la quota di investimenti, e un terzo modello con input aggiuntivo relativo a una variabile non controllata dalle scuole ma generalmente di grande rileva sui livelli di apprendimento, come lo status socio-economico e culturale medio degli studenti. Confrontando i punteggi di efficienza conseguiti con i diversi modelli, è possibile verificare come la correlazione sia mediamente alta soprattutto se si confrontano i modelli stimati ipotizzando l'esistenza di rendimenti costanti o costanti, il confronto tra i due regimi (CRS, VRS) presenta livelli di correlazione sensibilmente inferiori con valori intorno a 0.5. La correlazione tra i punteggi di efficienza è più elevata tra il primo modello è quello che aggiunge tra gli *input* la quota di spesa per investimenti, piuttosto che tra questi e il modello che inserisce tra *input* l'indice ESCS.

¹⁴ Tal punto di vista metodologico, la presenza di una correlazione negativa problematizza tuttavia la stima di una funzione di produzione per un modello di tipo SFA. Pertanto, nell'ambito di questo lavoro, malgrado l'elevata numerosità di osservazioni disponibili, l'analisi dell'efficienza è condotta unicamente con il ricorso di metodologie non parametriche DEA.

¹⁵ I modelli sono stati stimati utilizzando il pacchetto *benchmarking* del programma *freeware R*.

Il modello è stato stimato sia con rendimenti di scala costanti che variabili. La distribuzione di frequenza dei punteggi di efficienza *bias-corrected* è rappresentata negli istogrammi delle Figg.6-7. L'efficienza media è piuttosto elevata in entrambi i modelli suggerendo l'esistenza di una buona capacità nell'utilizzo delle risorse da parte delle scuole nel complesso relativamente alle scuole migliori. Tale risultato è coerente con quanto ottenuto da Agasisti (2009) con un diverso insieme di *input* (rapporto studenti su insegnanti, computer connessi alla rete, indice di background socio-economico degli studenti) e di *output* (punteggi OCSE-PISA in scienze e matematica 2006). Il modello a rendimenti variabili presenta un'efficienza media più alta (pari a 0,75 nel caso delle primarie e pari a 0,83 nelle scuole secondarie inferiori) e una minore varianza (rispettivamente 0,077 e 0,081); quello a rendimenti costanti mostra invece valori medi sensibilmente inferiori (pari a 0,61 nel caso delle primarie e pari a 0,61 nelle scuole secondarie inferiori ossia di poco meno del 20% e de 26% rispetto ai rendimenti variabili) ed una maggiore variabilità (rispettivamente 0,20 e 0,21). La differenza tra i punteggi appare maggiore per le scuole primarie, per le quali la variabilità nell'ipotesi di rendimenti costanti è particolarmente elevata.

Fig. 6 - Scuole primarie - Distribuzione dei punteggi di efficienza bias corrected (a) Rendimenti costanti (CRS) (b) Rendimenti variabili (VRS)

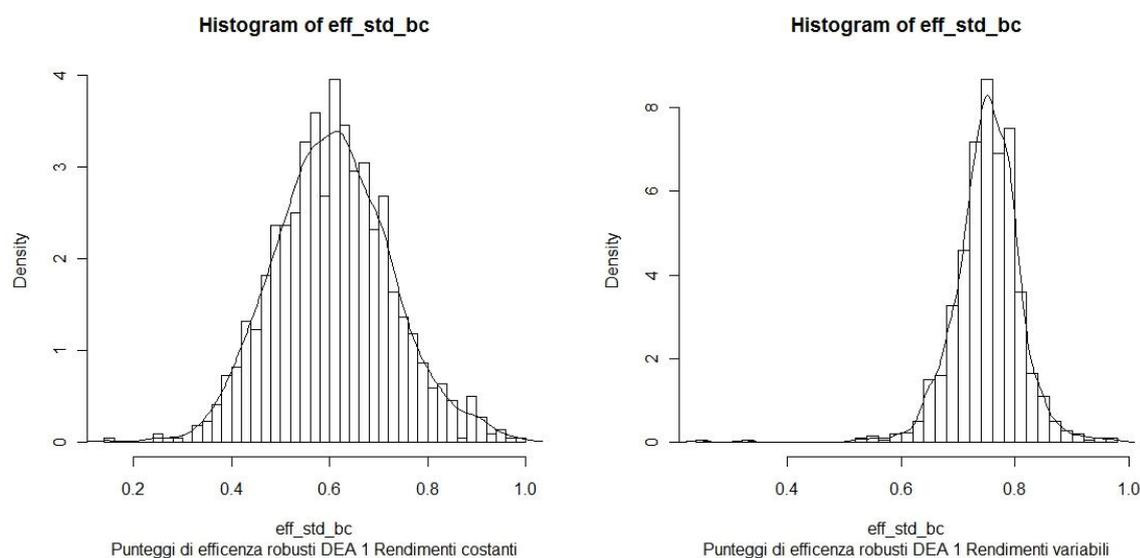
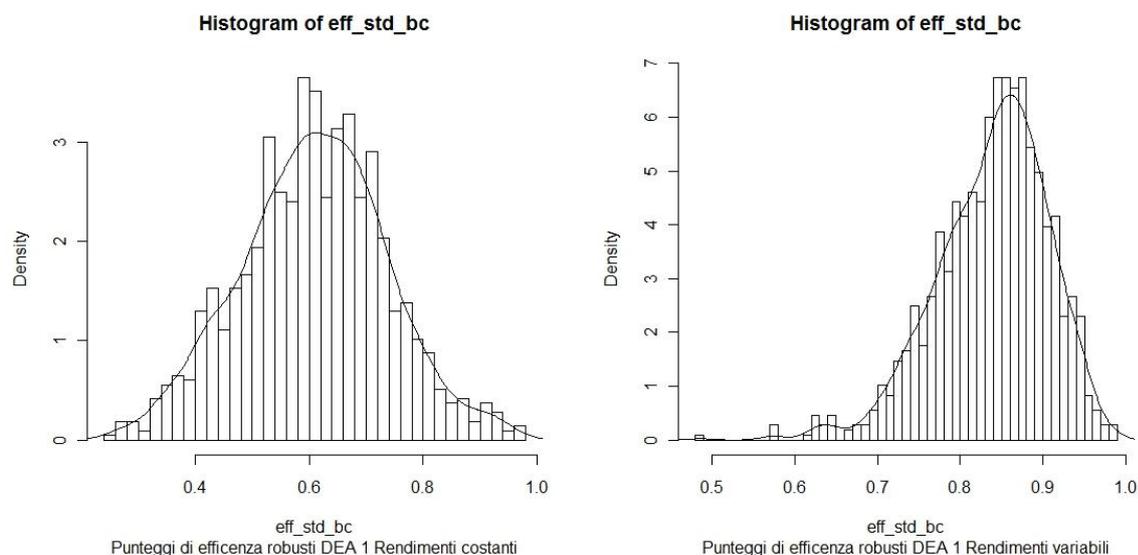


Fig. 7 - Scuole secondarie inferiori di I grado - Distribuzione dei punteggi di efficienza bias corrected (a) Rendimenti costanti (CRS) (b) Rendimenti variabili (VRS)



Il rapporto tra l'efficienza del modello a rendimenti costanti e quello a rendimenti variabili fornisce una misura dell'efficienza di scala ossia di quanta efficienza complessiva si potrebbe guadagnare nel sistema se aumentano le dimensioni delle unità produttive. E' infatti possibile scomporre l'efficienza aggregata di una DMU in una componente relativa all'efficienza tecnica pura e una relativa alla dimensione della scala produttiva come segue:

$$ET_CRS = DIM * ET_VRS$$

Nel caso in esame il rapporto ET_CRS / ET_VRS risulta essere in media sempre inferiore a uno (0,81 per le scuole primarie e 0,73 per le scuole secondarie inferiori) suggerendo che una maggiore dimensione delle scuole potrebbe portare a incrementi di efficienza.

Dal punto di vista interpretativo, nel caso delle scuole – settore in cui come già evidenziato conta più la qualità che la quantità degli input – un modello a rendimenti variabili sembrerebbe preferibile. Per suffragare tale intuizione, è stato effettuato un test non parametrico utilizzando procedure *bootstrap* (Bogetoft, Lars, 2011) che ha rigettato l'ipotesi di rendimenti di scala costanti sia nel caso delle scuole primarie che nel caso delle scuole secondarie inferiori¹⁶. I risultati ottenuti considerando i ri-campionamenti confermano, tra l'altro,

¹⁶ Il test non parametrico utilizzato si basa su un'ipotesi nulla è che il campione esibisca rendimenti di scala costanti, e un'ipotesi alternativa di rendimenti variabili. La statistica test viene calcolata come rapporto tra i punteggi di efficienza medi conseguiti nel caso di rendimenti di scala costanti (numeratore), ed i punteggi di efficienza medi determinati dalla stima di un modello a rendimenti variabili stimati attraverso l'estrazione di 200

l'esistenza di margini di miglioramento dell'efficienza con un incremento nella dimensione delle DMU.

A scopo illustrativo sono stati calcolati indicatori di benchmark a livello provinciale, ottenuti come media dei punteggi di efficienza delle scuole in ciascuna provincia, come presentato nelle Figg. 8-9 . Emerge con evidenza la variabilità dei punteggi di efficienza relativi alla singole macro-aree geografiche, in particolare per quanto attiene le scuole primarie nel Mezzogiorno.

Fig. 8 - Scuole primarie - Distribuzione provinciale punteggi di efficienza bias corrected (a) Rendimenti costanti (CRS) (b) Rendimenti variabili (VRS)

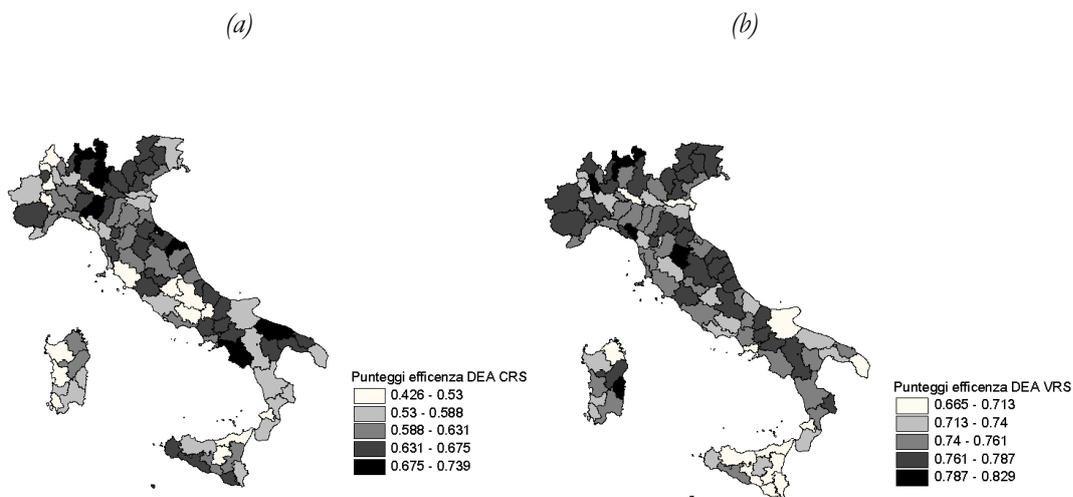
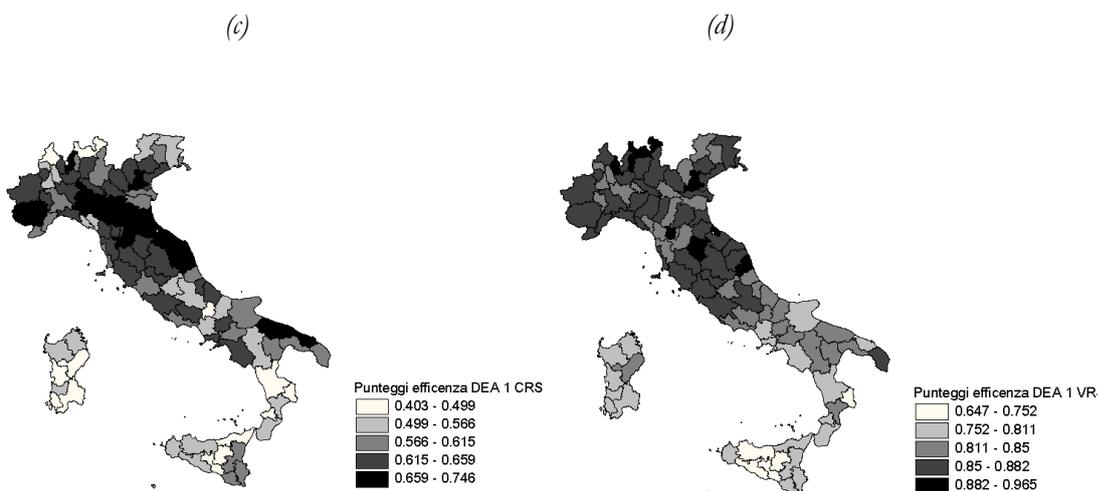


Fig.9 Scuole secondarie inferiori- Distribuzione provinciale punteggi di efficienza bias corrected (c) Rendimenti costanti (CRS) (d) Rendimenti variabili (VRS)



campioni generati dai dati utilizzati, assumendo come ipotesi nulla un rapporto pari ad uno in caso di rendimenti costanti. Il rigetto dell'ipotesi nulla si ha dunque nel caso in cui i valori stimati risultano significativamente diversi da uno, calcolando opportunamente gli intervalli di confidenza basati anch'essi su una procedura di ri-campionamento di tipo *bootstrap*.

4. Le determinanti di efficienza

L'analisi delle determinanti dell'efficienza è stata condotta stimando per le scuole primarie e secondarie inferiori, sia nell'ipotesi di rendimenti costanti che nell'ipotesi di rendimenti variabili, un modello OLS¹⁷ (*Ordinary Least Squares*) con *standard error* corretti per l'eteroschedasticità utilizzando la procedura di White:

$$EFF_i = f(Z_i, \beta) + u_i$$

La variabile indipendente è data dai punteggi di efficienza *bias corrected* e le possibili determinanti dell'efficienza (Z) sono state ripartite nelle seguenti macro-categorie di variabili:

- variabili territoriali e di contesto, che cercano di catturare l'influenza di fattori legati alla dimensione urbana ed il grado di mondanità del comune, nonché all'ambito geografico in cui sono localizzate le scuole;
- variabili finanziarie di bilancio scuole;
- variabile relativa al background socio-culturale degli studenti;
- variabile "gestionale": istituto comprensivo o no

I risultati per le scuole primarie

I risultati delle stime OLS per le scuole primarie sono presentati nella Tab. 7 (rendimenti costanti) e Tab. 8 (rendimenti variabili), per il modello stimato a livello nazionale e per i modelli che tengono separate le scuole delle tre macro-aree geografiche. Le differenze di comportamento, in termini di efficienza, tra le macro-ripartizioni sono inoltre prese in esame in maniera diretta attraverso l'analisi delle stesse determinanti di efficienza utilizzate nel modello nazionale, ricalcolando i punteggi di efficienza per le sole DMU appartenenti ad una specifica ripartizione (Nord, Centro, Sud).

Con riferimento al modello a rendimenti variabili, i risultati a livello nazionale mostrano come le esplicative che determinano un apprezzabile impatto sui livelli di efficienza degli istituti scolastici sono l'ESCS medio, la quota di docenti di ruolo, e la quota di investimenti. Un secondo gruppo di variabili determina un contributo positivo sull'efficienza ma con un impatto molto limitato (entrate delle famiglie e dei privati, occupazione femminile, grado di montanità del comune e *class-size*). Le variabili che incidono, invece, negativamente

¹⁷ L'utilizzo di un OLS in alternativa al TOBIT è giustificato dall'orientamento *output oriented* della DEA, che porta a punteggi di efficienza maggiori di uno, facendo venir meno la necessità di una censura della variabile dipendente ad uno. I punteggi di efficienza presentati nel lavoro sono stati comunque standardizzati ad uno per motivi di chiarezza e di confrontabilità dei risultati.

sull'efficienza scolastica sono gli istituti comprensivi, la classe demografica, la quota di residui attivi non smaltiti sul totale dei residui e la spesa pro-capite al netto del personale. L'analisi dei risultati per ripartizione tende a confermare il quadro nazionale, anche se alcune variabili perdono di significatività statistica in alcune macro-aree geografiche. Rimane ciononostante sempre significativo in tutte le macro-aree l'indice ESCS.

Le determinanti individuate appaiono piuttosto robuste. Infatti emergono come significative anche nel caso a rendimenti costanti. In particolare un primo gruppo di variabili esplicative (istituti comprensivi, classe demografica, quota di residui attivi, spesa pro-capite al netto dei salari, occupazione femminile) presenta valori e livelli di significatività e segni pressoché analoghi al modello a rendimenti variabili mentre si rafforza il ruolo di alcune esplicative (quota di docenti di ruolo e *class size*). Le restanti variabili manifestano un comportamento diametralmente opposto (comuni montani), o perdono di significatività (quota di spesa per investimenti, occupazione femminile ed entrate da famiglie e privati). Per quanto riguarda le ripartizioni i risultati delle stime mettono in evidenza una buona aderenza dei risultati della ripartizione Nord ed in misura inferiore per la ripartizione Sud, mentre il Centro d'Italia presenta una minore stabilità dei risultati con molte variabili che perdono di significatività.

Tab. 7 – Modello di regressione con variabile dipendente i punteggi di efficienza DEA a rendimenti variabili – Scuole Primarie

Variabili	Mod. 1 DEA VRS Naz.	Mod. 1 DEA VRS Nord	Mod. 1 DEA VRS Centro	Mod. 1 DEA VRS Sud
<i>Media_ESCS</i>	0.035 (0.0049)***	0.038 (0.0096)***	0.031 (0.013)**	0.037(0.0077)***
<i>Quota Docenti ruolo</i>	0.059 (0.0255)**	0.13 (0.0318)***	0.079 (0.0608)	0.05 (0.0654) -0.0269 (0.0095)***
<i>Istituti Comprensivi</i>	-0.014 (0.00432)***	0.0075(0.0062)	-0.012 (0 .0091)	(0.0095)***
<i>Classe demografica</i>	-0.006 (0.00172)***	-0.0055 (0.0022)**	-0.007 (0.0042)	-0.0083 (0.0039)** 0.0045(0.00144)***
<i>Class Size</i>	0.0013 (0.0007)* 0.0008 (0.0052(0.0013)*	0.00014 (0.0015))***
<i>Entrate Famiglie e privati</i>	0.000034)**	-0.00002 (0.00006)	0.0001(0.00005)	0.0001 (0.0001)
<i>Quota di residui attivi anni precedenti</i>	-0.0102 (0.0043)**	-0.011 (0.0062)*	-0.005 (0.0104641)	-0.016 (0.0114)
<i>Comuni montani</i>	0.009 (0.0051)*	0.0071 (0.0082) 0.002 (-0.003 (0.0097)	0.0147814 (0.0107)
<i>Occupazione femminile</i>	0.0015 (0.0003)***	0.00085)***	0.003 (0.00087)***	0.0013 (0.00095)
<i>Spesa non personale pro-capite</i>	-0.00001 (0.00001)	-0.000024 (0.00005)	0.0001(0.00002)** *	0.00001(0.00001)
<i>Quota di investimenti in conto capitale</i>	0.11 (0.059)*	0.0431 (0.057)	0.078 (0.127)	0.204 (0.135)
<i>Costante</i>	0.65 (0.0296)***	0.557 (0 .0502)***	0.73 (0.07314)***	0.60 (0.0672)***
N. osservaz.	1,100	506	217	377
F	17.17	8.32	3.85	7.64
R2	0.17	0.17	0.23	0.16

Note: * significativo al 10%, ** significativo al 5%, *** significativo all'1%

Tab. 8 – Modello di regressione con variabile dipendente i punteggi di efficienza DEA a rendimenti costanti – Scuole Primarie

Variabili	Mod. 1 DEA CRS Naz.	Mod. 1 DEA CRS Nord	Mod. 1 DEA CRS Centro	Mod. 1 DEA CRS Sud
		0.033		
<i>Media_ESCS</i>	0.027 (0.0069)***	(0.0104)***	0.012 (0.017)	0.023(0.0108)**
		0.367		
<i>Quota Docenti ruolo</i>	0.265 (0.0360)***	(0.0481)***	0.378 (0.0784)***	0.244(0.0858)***
<i>Istituti Comprensivi</i>	-0.016 (0.00687)**	0.009 (0.0091)	0.007 (0.0167)	-0.067 (0.0138)***
		-		
<i>Classe demografica</i>	-0.009 (0.0027)***	0.013(0.0033)**		
		*	-0.012 (0.007)*	-0.0061 (0.0053)
<i>Class Size</i>	0.023 (0.0012)***	0.021(0.0018)**		
		*	0.024 (0.0030)***	0.0266(0.002)***
<i>Entrate Famiglie e privati</i>	-0.00003(0.00005)	-0.00001 (0.0001)	0.000001(0.000037)	0.000015 (0.00012)
		-0.027		
<i>Quota di residui_attivi_aprec</i>	-0.018 (0.00736)**	(0.009)***	0.012(0.0198)	-.0273 (0.0154)*
<i>Comuni montani</i>	-0.019 (0.00736)**	0.001 (0.0102)	0.027(0.0202)	-0.022 (0.0131)*
<i>Occupazione femminile</i>	0.001 (0.00048)	0.0005(0.0012)	-0.0024 (0.00179)	0.0006 (0.00120)
	-	-		
<i>Spesa non personale pro-capite</i>	0.0001(0.00002)**	0.00009(0.00007	-0.00009	-0.00009
<i>Quota di investimenti in conto capitale</i>	*)	(0.000037)**	(0.00002)***
	0.136 (0.126)	0.02 (0.10)	-0.122 (0.341)	0.26 (0.205)
<i>Costante</i>	-0.02 (0.0459)	0.025 (0.072)	-0.002(0.103)	-0.061 (0.091)
N. osservaz.	1,100	506	217	377
F	80.51	30.39	23.14	50.54
R2	0.46	0.38	0.50	0.57

Note: * significativo al 10%, ** significativo al 5%, *** significativo all'1%

I risultati per le scuole secondarie inferiori

I risultati delle stime OLS per le scuole secondarie sono presentati nella Tab. 9 (rendimenti costanti) e Tab. 10 (rendimenti variabili). Nell'analizzare le determinanti di efficienza delle scuole secondarie inferiori si confermano diversi fattori già individuati nel caso delle scuole primarie. Con riferimento al modello a rendimenti variabili, i risultati a livello nazionale si riduce però il numero di variabili significative. In particolare, la variabile *class_size* perde di significatività (ma il numero medio di studenti per classe nel caso delle scuole secondarie è più alto rispetto alle scuole secondarie) così come la quota di spesa per investimenti, di residui attivi, e il grado di montanità dei comuni. Anche in questo caso, a livello di stime per macro-area geografica, si rileva una maggiore robustezza dei risultati soprattutto per il Nord, anche se si riduce in misura maggiore il numero di variabili significative. Infine il modello a rendimenti costanti per le scuole secondarie presenta anch'esso una correlazione molto alta con le precedenti stime, con un forte impatto della variabile quota docenti di ruolo e un

comportamento opposto delle variabili comuni montani e spesa pro-capite al netto del costo del personale. Per le ripartizioni il modello si presenta anche in questo caso stabile.

Tab. 9 – Modello di regressione con variabile dipendente i punteggi di efficienza DEA a rendimenti variabili – Scuole secondarie inferiori

Variabili	Mod. 1 DEA VRS Naz.	Mod. 1 DEA VRS Nord	Mod. 1 DEA VRS Centro	Mod. 1 DEA VRS Sud
<i>Media_ESCS</i>	0.056 (0.0046)***	0.057 (0.0052)***	0.06 (0.0104)***	0.047 (0.0077)***
<i>Quota Docenti ruolo</i>	0.0545 (0.0224)**	0.085 (0.0294)***	0.093 (0.0377)**	0.161 (0.0579)***
<i>Istituti Comprensivi</i>	- 0.008 (0.0039)**	- 0.009 (0.0044)**	-0.011 (0.00802)	- 0.005 (0.0087)
<i>Classe demografica</i>	-0.003 (0.0017)*	-0.010 (0.0022)***	-0.0023 (0.00361)	0.004 (0.0034)
<i>Class Size</i>	0.0012 (0.00084) 0.0001	0.0021 (0.0011)*	-0.0015 (0.0017)	0.0019 (0.00155)
<i>Entrate Famiglie e privati</i>	(0.000032)**	0.0001 (0.00004)	-0.0001(0.0000419)	0.0001 (0.0001)
<i>Quota di residui attivi anni precedenti</i>	-0.004 (0.0048)	-0.007 (0.0052)	0.0057 (0.013)	-0.010 (0.0113) 0.0203
<i>Comuni montani</i>	-0.0032 (0.0047)	-0.013(0.0059)**	0.00644(0.0124)	(0.0097)**
<i>Occupazione femminile</i>	0.003 (0.00027)***	0.0013(0.00068)**	0.0037 (0.00101)***	0.0003 (0.00088)
<i>Spesa non personale pro-capite</i>	-0.00002 (0.000012)*	-0.00001 (0.0000117)	-0.00003 (0.000016)*	-0.00002 (0.00003)
<i>Quota di investimenti in conto capitale</i>	0.03(0.05)	-0.052 (0.081)	0.054(0.071)	0.071 (0.076)
<i>Costante</i>	0.68 (0.027)***	0.765 (0.039)***	0.71 (0.0578)***	0.612 (0.056)***
N. osservaz.	1066	478	202	386
F	38.84	20.07	8.97	9.75
R2	0.38	0.30	0.31	0.24

Note: * significativo al 10%, ** significativo al 5%, *** significativo all'1%

Tab. 10 – Modello di regressione con variabile dipendente i punteggi di efficienza DEA a rendimenti costanti – Scuole secondarie inferiori

Variabili	Mod. 1 DEA CRS Naz.	Mod. 1 DEA CRS Nord	Mod. 1 DEA CRS Centro	Mod. 1 DEA CRS Sud
<i>Media_ESCS</i>	0.0494 (0.0068)***	0.05527(0.0088)***	0.079 (0.0164)***	0.044 (0.011)***
<i>Quota Docenti ruolo</i>	0.227 (0.034)***	0.3183 (0.0419)***	0.268 (0.0810)***	0.344 (0.086)***
<i>Istituti Comprensivi</i>	-0.0378 (0.0066)***	-0.048(0.008)***	-0.030 (0.0132)**	-0.028(0.0142)**
<i>Classe demografica</i>	-0.003 (0.0026)	0.0117(0.0308)***	-0.003 (0.0053)	0.004 (0.0056)
<i>Class Size</i>	0.0225 (0.0013)***	0.0209 (0.0016)***	0.019 (0.003)***	0.0241 (0.0022)***
<i>Entrate Famiglie e privati</i>	-0.00007 (0.000051)**	-	-0.0000002 (0.00006)	-0.00004 (0.000148)
<i>Quota di residui attivi aprec</i>	-0.0074 (0.0074)	-0.0124(0.0893)	-0.013(0.022)	0.0275 (0.0161)*
<i>Comuni montani</i>	-0.0194 (0.0077)**	-0.0209(0.0097)**	0.0020(0.025)	0.006 (0.0153)
<i>Occupazione femminile</i>	0.003 (0.00047)***	0.006(0.00109)***	0.005 (0.0017)***	-0.0019 (0.0013)
<i>Spesa non personale pro-capite</i>	-0.00014(0.00003)*	-0.00011 (0.000063)*	-0.0001 (0.00002)***	-0.0001 (0.00004)***
<i>Quota di investimenti in conto capitale</i>	0.026 (0.083)	0.11(0.14)	-0.031(0.137)	0.066(0.124)
<i>Costante</i>	-0.111(0.045)***	-0.205(0.065)***	-0.0752 (0.118)	-0.184(0.088)**
N. osservaz.	1066	478	202	386
F	116.47	60.31	34.73	47.45
R2	0.59	0.58	0.61	0.57

Per quanto l'analisi condotta sia preliminare, emergono in maniera chiara alcune indicazioni. Le due variabili che presentano un impatto positivo sull'efficienza e robusto a tutte le specificazioni sono la l'indice di status socio-economico e culturale degli studenti e la quota di docenti di ruolo sul totale del corpo docente.

La variabili urbane, non sembrano esercitare un ruolo positivo sui livelli di efficienza scolastica, infatti la variabile che si basa sulla classe demografica del comune mostra un segno negativo¹⁸, quasi a suggerisce che la localizzazione in grandi centri urbani abbiano un effetto di riduzione dell'efficienza delle scuole. Meno chiaro e univoco è l'impatto della variabile relativa al grado di montanità che presenta risultati diametralmente opposti se si adotta un modello a rendimenti variabili o costanti.

Sotto il profilo gestionale si rileva la forte stabilità della variabile dummy "istituti comprensivi" soprattutto nelle stime a livello nazionale. L'interpretazione di questo risultato suggerisce una migliore performance in termini di efficienza per quegli istituti che hanno puntato su una specializzazione nell'ambito di un preciso segmento dell'istruzione piuttosto che all'integrazione di cicli formativi diversi. Quest'aspetto merita ulteriori approfondimenti; potrebbe influire su questa situazione l'accorpamento molto recente delle scuole con effetti ancora destabilizzanti sulla gestione unitaria del servizio di istruzione fornito o sulla capacità di collaborazione tra i docenti.

Sotto il profilo dei bilanci scolastici, le voci relative alla spese correnti non dedicate al personale ed i contributi dei privati e delle famiglie alla luce dei risultati delle stime non consentono una interpretazione chiara ed univoca, allo stesso modo le spese di investimento sembrano esercitare un impatto significativo sui livelli di efficienza soltanto per le scuole primarie. Appare sufficientemente solida la relazione negativa tra la quota di residui attivi degli anni precedenti non smaltiti sul totale dei residui ed i livelli di efficienza scolastica. Infine, per quanto concerne la dimensione delle classi (*class_size*), variabile che in precedenti studi mostra comportamenti non omogenei e di segno opposto a seconda dei contesti e delle specificazioni, nei modelli stimati nel presente lavoro si conferma una certa instabilità dei risultati. Questo rileva soprattutto a livello delle singole macro-aree geografiche, anche se laddove la dimensione delle classi è significativa sembra fornire un contributo positivo ai livelli di efficienza. Allo stesso modo, la variabile occupazione femminile per quanto

¹⁸ Sono stati fatti altri tentativi di testare la variabile urbana considerando altre possibili *proxy* delle economie di urbanizzazione, come la variabile *Urban degree* e la variabile popolazione urbana, ma entrambe le variabili non sono statisticamente significative.

significativa nelle specificazioni del modello nazionale, generalmente non è significativa per la ripartizione Sud.

Si ringraziano Patrizia Falzetti dell'INVALSI, Gianna Barbieri e Rocco Pinneri del Ministero dell'Istruzione, dell'Università e della Ricerca per la disponibilità dei dati e per gli utili suggerimenti.

Bibliografia

Agasisti T. (2009), The efficiency of Italian secondary schools and the potential role of competition. A Data Envelopment Analysis using OECD-PISA2006 data (mimeo).

Barbetta, G.P., Turati, G., 2003, Efficiency of junior high schools and the role of proprietary structure, *Annals of Public and Cooperative Economics*, 74(4): 529-551.

Bogetoft, P., Lars O. (2011), *Benchmarking with DEA, SFA, and R*, Springer and Verlag, International Series in Operations Research & Management Science, Vol. 157.

Campodifiori E., Figura E., Papini M., Ricci R. (2010), Un indicatore di status socio-economico-culturale degli allievi della quinta primaria in Italia, INVALSI Working Paper n. 02/2010

Charnes, A., Cooper, W. W., and Rhodes, E. (1978). Measuring efficiency of decision making units, *European Journal of Operational Research*, 2 : 429-444.

Farrell M.J. (1957), The Measurement of Productive Efficiency, *Journal of the Royal Statistical Society*, 120, : 253–281.

Greene W. H. (1980), Maximum Likelihood Estimation of Econometric Frontier Functions, *Journal of Econometrics*, 13, : 27-56.

Hanushek, E., Woessmann L. (2010), How much do educational outcomes matter in OECD Countries, National Bureau of Economic Research, Working paper N. 16515.

Hanushek E., Kimko D. (2000), Schooling, labor force quality, and the growth of nations. *American Economic Review* ,90, 5, :1184-1208.

INVALSI (2010), Rapporto integrale sul Servizio Nazionale di Valutazione. Aspetti operativi e prime valutazioni sugli apprendimenti degli studenti, a.s. 2009-2010. http://www.invalsi.it/download/rapporti/snv2010/Rapporto_SNV_2009_2010_ParteI_II.pdf

Ruggiero J. (1996), Efficiency of Educational Production: An analysis of New York School Districts, *Review of Economics and Statistics*, 78 :499–509.

Simar, L., Wilson, P.W. (1998), Sensitivity analysis of efficiency scores: how to bootstrap in nonparametric frontier models, *Management Science*, 44,1 :49-60.

Simar, L., Wilson, P.W. (2000), A general methodology for bootstrapping in non-parametric frontier models, *Journal of Applied Statistics*, 27:779–802

Stevenson R. E. (1980), Likelihood functions for generalised stochastic frontier estimation, *Journal of Econometrics*, 13: 57-66

ABSTRACT

This paper studies the efficiency of Italian primary and middle schools based on input factors related to the human and financial resources available and outputs in terms of school average scores in mathematics and Italian as measured by the INVALSI national assessment. A Data Envelopment Analysis approach is adopted to estimate efficiency scores of a sample of schools with reference to the 2009-2010 school year. Among the factors with a positive impact on efficiency, the average socio-economic background of students and the share of tenured teachers are robust to all the specifications of the model and in all the macro-areas of the country. Typical territorial variables show more uncertain effects and the North-Center-South divide is absorbed by the significance of the indicator related to female employment at the provincial level. There also seems to be a role for the quality of the school expenditure, as measure for example in terms of the share of capital investment or the or current expenditure not related to personell. Finally, from a management perspective, the significance in the national level models of the “comprehensive institutes” (schools where primary and middle school education have been merged) requires further investigation.