



BANCA D'ITALIA
EUROSISTEMA

Temi di Discussione

(Working Papers)

Misure di valore aggiunto per le scuole superiori italiane:
i problemi esistenti e alcune prime evidenze

di Piero Cipollone, Pasqualino Montanaro e Paolo Sestito

Marzo 2010

Numero

754



BANCA D'ITALIA
EUROSISTEMA

Temi di discussione

(Working papers)

Misure di valore aggiunto per le scuole superiori italiane:
i problemi esistenti e alcune prime evidenze

di Piero Cipollone, Pasqualino Montanaro e Paolo Sestito

Numero 754 - Marzo 2010

La serie “Temi di discussione” intende promuovere la circolazione, in versione provvisoria, di lavori prodotti all’interno della Banca d’Italia o presentati da economisti esterni nel corso di seminari presso l’Istituto, al fine di suscitare commenti critici e suggerimenti.

I lavori pubblicati nella serie riflettono esclusivamente le opinioni degli autori e non impegnano la responsabilità dell’Istituto.

Comitato di redazione: ALFONSO ROSOLIA, MARCELLO PERICOLI, UGO ALBERTAZZI, DANIELA MARCONI, ANDREA NERI, GIULIO NICOLETTI, PAOLO PINOTTI, MARZIA ROMANELLI, ENRICO SETTE, FABRIZIO VENDITTI.
Segreteria: ROBERTO MARANO, NICOLETTA OLIVANTI.

MISURE DI VALORE AGGIUNTO PER LE SCUOLE SUPERIORI ITALIANE: I PROBLEMI ESISTENTI E ALCUNE PRIME EVIDENZE

di Piero Cipollone,^{*♦} Pasqualino Montanaro[▲]

e Paolo Sestito[♦]

Sommario

La preparazione degli studenti risente di una pluralità di fattori, tra i quali l'efficacia della scuola frequentata. Identificare tale effetto è però esercizio estremamente arduo, per le difficoltà di misurazione delle competenze degli alunni. Una soluzione è individuabile nelle misure di valore aggiunto, che guardano ai progressi, anziché ai livelli di preparazione. Sfruttando i risultati di un'indagine INVALSI sulla scuola secondaria di II grado, questo lavoro saggia, per la prima volta nel contesto italiano, la rilevanza dei problemi empirici inerenti alla costruzione di tali misure. Tenendo conto della presenza di errori di misura – che richiede l'esclusione degli istituti con un numero esiguo di studenti testati – e di distorsioni legate alla partecipazione non obbligatoria delle scuole, si è provato a identificare alcuni pattern sistematici. I licei presentano livelli di preparazione iniziali più elevati, ma questo primato non sembra confermato (in matematica e scienze) quando si guardi ai progressi. Sempre in matematica e scienze, le scuole meridionali perdono invece terreno anche in termini di valore aggiunto. Almeno per la matematica, l'efficacia delle scuole sembra infine risentire negativamente del turnover degli insegnanti.

JEL Classification: I20, I21.

Keywords: istruzione, valore aggiunto.

Indice

1. Motivazione e schema del lavoro.....	5
2. I dati adoperati	8
3. Quale misura di “valore aggiunto”.....	11
4. Il valore aggiunto delle scuole: affidabilità del segnale ed errore di misura	15
5. Il valore aggiunto delle scuole: stima di alcuni pattern sistematici	16
6. Conclusioni	24
Tavole e figure	27
Bibliografia	51

♣ INVALSI.

♦ Banca d'Italia, Servizio Studi di Struttura Economica e Finanziaria.

▲ Banca d'Italia, Nucleo per la Ricerca Economica, Sede di Ancona.

1. Motivazione e schema del lavoro¹

Nell'ultimo decennio numerosi lavori di ricerca hanno mostrato che competenze e conoscenze² degli studenti dipendono non solo da fattori genetici e legati all'ambiente familiare e socio-economico di origine, ma anche dall'efficacia della loro scuola, in primis dalla motivazione e dalla qualità dei loro insegnanti e dall'organizzazione complessiva dell'istituto (Cuhna e Heckman, 2007). Ne è derivata una notevole attenzione volta a misurare e spiegare il “valore aggiunto” delle scuole, inteso come il miglioramento apportato alla preparazione degli studenti dall'aver frequentato uno specifico istituto. Si vedano, per i sistemi scolastici britannico e statunitense, i contributi di Coe e Fitz-Gibbon (1998), Goldstein e Woodhouse (2000), Thomas (2001), Cowley e Easton (2004), Raudenbush e Bryk (2002), Raudenbush (2004), Tekwe et al. (2004), McCaffrey et al. (2009).³

Identificare il contributo apportato da ciascuna scuola (o addirittura di ciascun insegnante) è però esercizio estremamente arduo (Reardon e Raudenbush, 2009; Todd e Wolpin, 2003), sia per problemi di misurazione delle competenze degli alunni (Coe e Fitz-Gibbon, 1998), sia perché l'allocatione di ciascun alunno a una data scuola non è indipendente dalle caratteristiche dell'alunno (Rothstein, 2009 e 2010) e della scuola. Da un lato gli studenti più bravi e motivati (e/o le famiglie più attente e motivate all'impegno e allo sviluppo delle competenze dei loro figli) ricercano le scuole migliori.⁴ Dall'altro, secondo le evidenze disponibili⁵, gli insegnanti scelgono (e cercano) di insegnare nelle scuole in qualche modo ritenute più “facili” (scuole con alunni più pronti a recepire gli stimoli educativi, ma anche scuole nelle quali viene richiesto un impegno didattico minimo). Pur in assenza di una competizione tra scuole per accaparrarsi gli insegnanti migliori, l'allocatione di questi alle scuole non è comunque casuale.

¹ Gli autori ringraziano i partecipanti al seminario “*Misure e analisi della performance del sistema scolastico italiano*”, svoltosi a Roma il 6 marzo 2009, e due anonimi *referee* per gli utili suggerimenti e commenti, Maria Letizia Cingoli per l'assistenza prestata nella predisposizione di tavole e figure. Le opinioni espresse appartengono agli autori e non riflettono necessariamente quelle della Banca d'Italia e dell'INVALSI.

² La distinzione tra i due termini ha a che fare col legame più o meno stretto con il *syllabus* scolastico (conoscenze) o con la capacità di utilizzo delle conoscenze acquisite in concrete situazioni di vita (competenze). Definizione e misura concreta delle une e delle altre possono perciò differire. In quanto segue le misure concretamente adoperate – le rilevazioni condotte dall'INVALSI nell'anno scolastico 2005-06 – fanno riferimento più al concetto di conoscenze che a quello di competenze. All'atto pratico, il panorama delle scuole italiane che però ne emerge è molto simile a quello desumibile da rilevazioni, come l'indagine PISA curati dall'OCSE, più riferite al concetto di competenza. Inoltre il focus del lavoro è più sull'evoluzione delle stesse che sul loro livello e quindi i due termini saranno usati in maniera pressoché interscambiabile e senza enfatizzare le differenze che in proposito possono esistere.

³ Tra le applicazioni pratiche delle metodologie di misurazione del valore aggiunto, si veda per gli Stati Uniti l'esperienza dell'*Education Value-Added Assessment System* (EVAAS), sviluppato da Sanders e dai suoi collaboratori (Sanders e Horn, 1994; Sanders et al., 1997; Sanders, 1998) per il sistema scolastico del Tennessee (*Tennessee Value-Added Assessment System*, TVAAS). Per il Regno Unito, si veda invece l'esperienza del *Contextual Value-Added* (CVA).

⁴ Vi è evidenza del fatto che anche all'interno delle scuole, tra le diverse classi, l'allocatione degli studenti non sia casuale (Cipollone-Montanaro-Sestito, 2010).

⁵ Per evidenze sul legame tra mobilità degli insegnanti e ambiente scolastico si rimanda a Barbieri, Rossetti e Sestito (2010).

Confrontare le singole scuole, verificandone l'efficacia, è però estremamente rilevante per meglio delineare misure di riordino del sistema nel suo complesso. Nel caso italiano, ad esempio, sappiamo che gli studenti meridionali raggiungono livelli di competenze poco soddisfacenti ma non sappiamo in che misura questo sia dovuto al funzionamento del sistema scolastico vero e proprio (scarsità di risorse, poca motivazione degli insegnanti, ecc.) o a problemi ambientali in senso lato (il background familiare, che vede ancora differenze significative nei livelli di istruzione dei genitori, o socio-economico); poco sappiamo perciò di quali siano le leve di policy che potrebbero essere azionate per superare il ritardo che affligge il Mezzogiorno⁶.

L'identificazione del contributo offerto dai diversi indirizzi di studio e dai singoli istituti scolastici è ancor più essenziale nella prospettiva, spesso auspicata dal *policy maker*, di una maggiore autonomia degli istituti stessi. Dal confronto tra paesi e sistemi di istruzione diversi sappiamo che l'autonomia delle scuole – i cui vantaggi sono legati alla possibilità di meglio adeguare le scelte educative al contesto specifico, mirando allo sviluppo educativo delle persone più che allo stretto perseguimento di un certo *syllabus* – può portare a miglioramenti della performance del sistema *se e solo se* essa è combinata con una maggiore *accountability* delle scuole stesse, con verifiche rigorose ed omogenee dei progressi dei loro studenti⁷. In assenza di un metro comune, le scuole sarebbero indotte a chiudersi in una logica autoreferenziale: le scelte allocative degli studenti e delle loro famiglie – importanti nello stimolare meccanismi emulativi tra scuole, di tipo più o meno competitivo, a seconda dei sistemi – verrebbero depotenziate e i meccanismi emulativi tra studenti, anche all'interno della stessa classe, risulterebbero impediti.

La presenza di misure omogenee e rigorose dei progressi, oltre che del mero livello delle conoscenze, dovrebbe inoltre consentire di identificare le necessarie azioni correttive, tanto al livello di singola scuola, quanto al fine di contrastare la tendenza all'accrescimento dei divari che potrebbe venire da un maggior decentramento del sistema.

In effetti, scuole maggiormente autonome sono scuole che, in una certa misura, competono tra di loro, in un processo che, se non bilanciato da azioni di sostegno a chi operi in ambienti particolarmente difficili, rischia di esacerbare le differenze esistenti. Senza distinguere tra contributo

⁶ Bratti, Checchi e Filippin (2007) correlano il ritardo delle scuole del Mezzogiorno al più depresso mercato del lavoro esterno ed alla peggiore dotazione edilizia delle scuole meridionali. Entrambi gli aspetti ci sembrano però cogliere più un complesso di fattori e possibili meccanismi che leve di *policy* in quanto tali adoperabili. Ad esempio non è chiaro se la minore spesa negli edifici scolastici meridionali – spesa che è a cura degli enti locali – conti di per sé, perché la peggiore qualità delle scuole in senso fisico ha un diretto impatto sugli apprendimenti, o in quanto segnale di una minore attenzione della società locale verso la scuola. Se il problema fosse esclusivamente il primo, il gap verrebbe eroso garantendo maggiori risorse agli enti locali meridionali; se il problema è anche il secondo, garantire più risorse, specie se non accompagnate da pregnanti controlli sul loro effettivo utilizzo, potrebbe addirittura peggiorare la situazione, rendendo ancor meno attenta la società (e la politica) meridionale alle esigenze della scuola.

⁷ Cfr. in proposito Fuchs e Woessmann (2004).

aggiuntivo delle scuole e difficoltà obiettive da esse fronteggiate, legate ai livelli pregressi di competenze e conoscenze dei loro alunni, si rischierebbe di sprecare risorse, “premiando” scuole non meritevoli o comunque non bisognose di sostegno – scuole cioè i cui alunni hanno buoni risultati ma *a prescindere* dall’efficacia della scuola medesima – o di vanificare gli stimoli all’efficacia che i meccanismi competitivi dovrebbero innescare, sostenendo scuole i cui alunni riportano risultati scadenti ma per l’inefficacia della scuola e non (solo) per ragioni ambientali (per altri paesi, si vedano, tra gli altri, Goldstein, 2001; Zehr, 2001; Lockwood et al., 2002; Chester, 2003; Schafer, 2003).

È da questi motivi che discende il crescente interesse per il cosiddetto valore aggiunto delle scuole, ossia la stima di quale sia il contributo aggiuntivo che la singola scuola apporta allo sviluppo delle competenze e delle conoscenze dei propri alunni. Tale interesse ha motivato questo lavoro, il cui contributo vuole essere duplice. Da un lato, esso presenta una prima misura di valore aggiunto, verificandone il grado di affidabilità rispetto a problemi di errore di misurazione e ad altri fattori che possono rendere tali misure poco affidabili. Dall’altro, provando a stimare alcune determinanti del valore aggiunto, si cercherà di valutare se e quanto l’immagine di quali siano le “buone” scuole desumibile dai principali dati sezionali sui *livelli* di apprendimento degli studenti in un dato momento venga confermata o modificata quando si esaminino i *progressi* realizzati nelle (dalle) scuole. Va da sé che il primo aspetto è ancillare al secondo; tuttavia, ci pare opportuno dedicarvi uno spazio non marginale, proprio per la mancanza, sinora, di analoghi esercizi per la scuola italiana.

Il focus sarà su una peculiare misura di valore aggiunto. In assenza, al momento, di dati propriamente longitudinali, che consentano di seguire nel tempo l’evoluzione della preparazione di una data popolazione di studenti, proveremo a misurare il valore aggiunto delle scuole superiori confrontando i risultati degli alunni di ogni scuola, nello stesso anno scolastico, in I e in III classe. Per il momento peculiare in cui gli studenti sono stati testati, cioè all’inizio dell’anno scolastico, tale confronto evidenzia sostanzialmente i progressi compiuti nel primo biennio di scuola, da chi tale biennio abbia superato. Gli studenti testati nei due ordini di classe, nello stesso anno scolastico, sono necessariamente individui diversi. Il confronto che viene operato è quindi a livello di punteggi medi di scuola e non di singolo studente e si basa sull’ipotesi che, per ogni ordine di classe, i risultati degli allievi *di quell’anno* siano rappresentativi dei risultati della popolazione di iscritti *in quella scuola*, indipendentemente dall’anno di riferimento.

Naturalmente si tratta di un’approssimazione, qui adoperata a fini sperimentali e per capire se vi siano pattern sistematici tra le diverse scuole. Siamo perfettamente consapevoli che tale semplificazione è del tutto insufficiente all’identificazione di quali siano le singole scuole da “premiare” o da fare

oggetto di interventi correttivi⁸. Del resto, anche ove si disponesse di misure di valore aggiunto più precise, magari perché basate su dati propriamente longitudinali, la letteratura suggerisce un uso degli indicatori di performance più come strumento di *feedback* per la singola scuola, nell'affrontare i propri punti di debolezza o valorizzare i propri punti di forza, che come strumento per dispensare premi e punizioni tra le scuole stesse (McKeown, 2004).

Riepilogando la struttura del paper, la sezione 2 discuterà i dati adoperati, in generale ed evidenziando quanto essi siano coerenti, nel descrivere il sistema scolastico italiano, con altre rilevazioni di solito ritenute solide ed affidabili. La sezione 3 esporrà i problemi metodologici presenti nella definizione di valore aggiunto a livello di scuola, chiarendo portata e limiti del nostro esercizio. La sezione 4 descriverà la variabilità tra scuole delle misure di valore aggiunto, cercando soprattutto di capire quanto esse siano affidabili e non (troppo) influenzate dalla presenza di errore di misura in ciascuna singola rilevazione (dal cui confronto il valore aggiunto è ricavato). La sezione 5, infine, si concentrerà sulla identificazione di alcune componenti sistematiche nel valore aggiunto delle singole scuole; in particolare, si proverà a vedere se taluni fattori che, in base a recenti analisi, sono correlati sistematicamente coi *livelli* di competenze raggiunti dagli studenti italiani siano anche connessi con le misure di valore aggiunto qui costruite. In sostanza, i progressi delle scuole, identificati come la variazione nella performance di una data scuola tra le classi I e III, verranno regrediti su una serie di fattori sistematici di scuola (localizzazione geografica, indirizzo di studi, grado di selettività, mobilità degli insegnanti).

2. I dati adoperati

Stimare il valore aggiunto attribuibile alla (singola) scuola presuppone una definizione accettata e una buona misurazione del “livello” di competenze e conoscenze degli studenti di quella scuola, aspetto su cui pure un dibattito è aperto, con varie esperienze concrete che si vanno accumulando. In questo lavoro si evita di entrare in queste questioni; empiricamente, si farà uso di alcune misure già esistenti, derivanti dalle rilevazioni INVALSI (Istituto Nazionale per la Valutazione del Sistema educativo di Istruzione e di formazione) sulle scuole medie superiori condotte nell'anno scolastico 2005-06. Va detto sin dall'inizio che quelle rilevazioni non furono a suo tempo considerate

⁸ In ogni caso va ribadito che la nostra misura fa riferimento alla scuola e non ai singoli allievi (e/o agli effetti dei singoli insegnanti). Questo è innanzitutto obbligato per la natura dei dati ora descritti, che comunque ci impedisce di guardare ai profili propriamente longitudinali dei singoli allievi ed all'identità dei docenti ad essi associabili. Più in generale ci preme però ricordare che tra uso delle misure di valore aggiunto per definire premi e azioni correttive nei confronti delle singole scuole e uso di misure simili definite a livello di singoli docenti per definire una struttura di incentivi e disincentivi nei confronti dei singoli insegnanti corre uno iato netto.

del tutto soddisfacenti. Tuttavia, ai nostri precisi fini e con una serie di aggiustamenti che in seguito esporremo, esse paiono affidabili; dei loro problemi⁹ si dirà giusto quel che serve a descrivere i dati.

In particolare, si farà qui uso della rilevazione per la scuola secondaria di II grado (o, per semplicità, scuola superiore), nella quale le classi testate erano la I e la III. Per il momento in cui la rilevazione è stata condotta (primi mesi dell'anno scolastico 2005-06), il livello degli apprendimenti testato è grosso modo quello con cui gli alunni erano (da poco) entrati nella classe in questione. Nel nostro caso, si tratta perciò degli apprendimenti, rispettivamente, di quanti avevano appena fatto ingresso nella scuola (I superiore) e di quanti avevano appena superato il primo biennio di quel corso di studi (III superiore).¹⁰

La rilevazione qui adoperata aveva riguardato oltre 1.600 scuole superiori, per un totale di quasi 204 mila studenti della classe I e 161 mila studenti della classe III. Per ogni istituto avevano partecipato alla rilevazione, in media, 122 alunni della I e 98 alunni della III (tavv. 1-2). Tali dimensioni, in media e per area geografica, si avvicinano a quelle dell'universo delle scuole esistenti.

Oggetto della valutazione sono stati i livelli di padronanza mostrati nelle conoscenze e nelle abilità riconducibili alle materie di italiano, matematica e scienze (“apprendimenti curriculari”). I voti sono espressi in centesimi. Le prove, svoltesi in tre giorni distinti, uno per ogni materia, e uguali sull'intero territorio nazionale, si sono basate su una serie di domande a risposta chiusa e con un tempo massimo. La somministrazione delle prove è stata a carico degli stessi insegnanti, ma con il vincolo che nessuno di essi sovrintendesse alle prove relative alla propria materia e/o classe. Si tratta indubbiamente di una criticità, che appare aver condizionato i risultati della rilevazione soprattutto nella scuola primaria, qui però non considerata¹¹. Nei dati da noi qui adoperati, ci siamo in ogni caso cautelati dal problema escludendo dal campione le classi, all'interno di ogni singola scuola, che presentavano contemporaneamente una varianza “molto bassa” (nel primo decile della distribuzione) e un punteggio medio “molto alto” (nell'ultimo decile della distribuzione). Con tale “ripulitura” le osservazioni “valide” si riducono del 18 per cento in I superiore e del 22 per cento in III. Le classi anomale si concentrano perlopiù nel Mezzogiorno (fig. 1 e tav. 3).

⁹ Le rilevazioni INVALSI tra l'anno scolastico 2004-05 e il 2005-06 sono state effettuate su base censuaria nella II e IV classe della scuola primaria e nella I classe della scuola secondaria di primo grado. Per la I e III classe della scuola secondaria di secondo grado si è trattato di rilevazioni su base volontaria, ma il disegno prevedeva comunque un certo numero di scuole campione sufficiente a fornire rappresentatività statistica ai dati disaggregati per macro area. Nel 2006-07 la rilevazione è stata condotta esclusivamente su un campione di scuole. Questa struttura delle rilevazioni è stata modificata nel 2007 dalla legge 147 del 25 ottobre 2007 che ha indicato le classi oggetto di rilevazione nella II e V della scuola primaria, I e III della secondaria di primo grado, II e V della scuola secondaria di secondo grado.

¹⁰ Vi sono anche gli alunni che stanno ripetendo quello specifico anno del corso di studi.

¹¹ Per maggiori evidenze sul fenomeno, e per una correzione statistica dello stesso, si veda Falzetti et al. (2009).

In termini di “livelli” di conoscenze, conforta il fatto che, nei dati così ripuliti e pur tenendo conto delle peculiarità di questa rilevazione, il quadro che ne emerge – almeno per gli aspetti direttamente confrontabili – è sufficientemente coerente con le evidenze delle più piccole (come dimensioni campionarie) ma meglio controllate (come condizioni di somministrazione dei test) indagini internazionali (cfr. Montanaro, 2008). Ci pare perciò legittimo adoperare i dati in questione per presentare prime sperimentazioni di misure di valore aggiunto.

Escludendo le classi “anomale”, il livello di preparazione degli studenti settentrionali si rivela superiore a quello degli studenti meridionali. Alle superiori il divario Nord-Sud (in particolare, Nord Est-Sud) appare ampio in tutte le materie, anche se più marcato in matematica, sfiorando o superando il 20 per cento sia in I sia in III (fig. 2). In tutte le tre le materie, i divari appaiono più ampi negli istituti diversi dai licei (tavv. 4-5).

Al di là del dato medio, più basso, le regioni meridionali si caratterizzano anche per una maggiore dispersione dei risultati, per ciascuno dei tre ambiti disciplinari considerati. Calcolando il coefficiente di variazione (per tener conto del fatto che le medie dei punteggi differiscono tra i livelli scolastici), la dispersione appare aumentare al crescere del grado scolastico, risultando sempre più ampia al Sud (tavv. 4-5).

Al di là della ragionevolezza dei dati in *livello*, abbiamo comunque provato a considerare esplicitamente le possibili distorsioni dei risultati della rilevazione derivanti dalla non casuale partecipazione della singola scuola o, all'interno di questa, dei singoli studenti. La prima potrebbe creare problemi laddove a partecipare effettivamente fosse un campione distorto di scuole, ad esempio quelle più attente alla valutazione, un aspetto che potrebbe a sua volta essere connesso con la qualità degli studenti della scuola o anche – cosa per noi più preoccupante – con il valore aggiunto che la stessa scuola garantisce. La seconda potrebbe creare problemi se a sottrarsi alla prova nel giorno prefissato fosse stato un campione non casuale di studenti, magari quelli che – pur sapendo che il test non ha rilevanza ai fini dei normali scrutini scolastici – sanno di essere meno preparati¹².

Indizi di questo secondo problema emergono in effetti dai risultati di una regressione ausiliaria (i cui risultati per brevità non vengono qui riportati), che evidenziano come la percentuale di studenti effettivamente partecipanti alla prova, rispetto al totale degli iscritti nelle classi interessate dalla rilevazione, sia più alta laddove più elevata è la quota di studenti promossi senza debito e nei licei. Non vi sono invece significative differenze sul piano geografico. Alcune di queste variabili saranno considerate, per il loro interesse intrinseco o come fattori di controllo, nelle regressioni esposte nella

¹² Gli studenti più spesso assenti, in quanto tali più a rischio di non essere concretamente sottoposti alla prova, sono ovviamente quelli in peggiori condizioni di salute, ma potrebbero essere anche quelli meno bravi e/o meno dediti allo studio (tale minore propensione ed interesse allo studio riverberandosi tanto sulle assenze quanto sul profitto scolastico).

sezione 5: il considerarle dovrebbe ripulire le stime da possibili effetti di *selection* degli studenti, anche se non sempre i relativi coefficienti sono facilmente interpretabili.

Quanto invece alla possibile distorsione legata alla non causale partecipazione dell'intera scuola, nella sezione 5 presenteremo anche stime che tengano conto della possibile selettività del campione finale su cui vengono condotte le stime rispetto al potenziale universo delle scuole. Va qui anticipato che il processo che governa la partecipazione delle scuole è alquanto complesso. Tra le scuole effettivamente incluse nei nostri dati vi sono infatti sia quelle facenti parte d'un campione casuale originariamente costituito dall'INVALSI, sia quelle che si sono aggiunte alla rilevazione di propria iniziativa, evidentemente perché particolarmente interessate (tanto le prime quanto le seconde sono separatamente identificabili nei nostri dati). Tra quelle non incluse nella rilevazione, d'altro canto, vi sono non solo quelle che, non essendo parte del campione originario, non hanno ritenuto di aderire di propria iniziativa, ma anche quelle che, pur essendo parte del campione originario, si sono poi sottratte alla rilevazione, che aveva, lo ricordiamo, natura non obbligatoria (distinguere tra questi due casi non è invece possibile, nei dati a nostra disposizione).

Inoltre, come meglio vedremo nella sezione 4, i dati che concretamente saranno oggetto della nostra analisi sono quelli di scuole con un numero sufficientemente elevato di soggetti testati. Ciò significa che, all'atto pratico, le stime della sezione 5 sono condotte su scuole che, oltre ad aver partecipato all'indagine avevano una dimensione, in termini di studenti testati, sufficientemente ampia. Essere scuole grandi e/o aver ampliato il novero di classi oggetto di rilevazione, rispetto al numero di classi previste nel campione definito originariamente, accresce così, per costruzione, la probabilità per una scuola di rientrare nel nostro dataset finale. L'assenza di alcune informazioni e la dimensione comunque ridotta che tale campione aveva ci hanno sconsigliato di concentrarci su di esso e sull'esame, al suo interno, delle cause della fuoriuscita dal campione effettivo.

3. Quale misura di “valore aggiunto”

Nella letteratura relativa all'istruzione il termine “valore aggiunto” viene utilizzato per indicare cose molto diverse. In un'accezione molto generale esso indica la differenza tra gli effettivi livelli di apprendimento dei ragazzi di una scuola e quelli che è possibile predire sulla base delle caratteristiche osservabili degli studenti. Questa accezione, nella sua semplicità, è molto attraente perché permette una misurazione del valore aggiunto di una scuola anche sulla base di dati *cross-section* che contengano informazioni sugli apprendimenti e sulle caratteristiche demografiche degli studenti. L'ipotesi implicita in questa accezione è che i livelli di apprendimenti iniziali con i quali i ragazzi sono entrati in quella scuola non siano rilevanti, una volta che si controlli per le loro caratteristiche demografiche. Questa è

una assunzione molto restrittiva (Todd e Wolpin, 2003), di cui si può fare a meno in presenza di informazioni circa i livelli iniziali di apprendimento dei ragazzi. In questo caso, la misura di valore aggiunto della scuola che può essere più utilmente calcolata è la differenza tra gli apprendimenti dei ragazzi *in ingresso nella* e in uscita dalla scuola stessa.

Questa seconda misura è tuttavia estremamente difficile da ottenere su larga scala e per tutte le scuole. Essa richiede dati effettivamente longitudinali, cioè ripetute osservazioni degli apprendimenti dei ragazzi almeno in due momenti della carriera scolastica all'interno della stessa scuola. Richiede inoltre che le due misure siano effettuate con strumenti comparabili per difficoltà attraverso opportune scale di "ancoraggio", altrimenti sarebbe difficile stabilire se in generale gli apprendimenti sono migliorati o declinati. Questa seconda caratteristica è molto difficile da ottenere perché gli strumenti di rilevazione non sono normalmente "agganciati" per oggettive difficoltà, quale l'impossibilità di inserire un set di *item* uguali in rilevazioni in cui le domande sono rese pubbliche.

Nel caso dell'Italia sono disponibili dati che misurano le prestazioni degli studenti in diversi punti della carriera scolastica ma che sono ben lontani dall'aver le caratteristiche di cui sopra. Ciononostante, è importante studiare quali informazioni essi contengano e come queste possano essere utilizzate per definire un concetto di valore aggiunto utile almeno per iniziare a ragionare sulla qualità delle scuole italiane.

Nella costruzione della misura di valore aggiunto delle scuole con i dati a nostra disposizione, il punto di partenza sono i dati relativi ai singoli studenti dei due ordini di classe (I e III), esclusi, come abbiamo visto, gli studenti appartenenti alle classi che presentavano contemporaneamente una varianza "molto bassa" e un punteggio medio "molto alto". I risultati individuali sono quindi stati filtrati (con un'opportuna regressione ausiliaria) per tenere conto degli effetti sistematici che sesso ed età (in anni e mesi) possono avere sulla performance individuale. Così facendo abbiamo perciò depurato da fattori legati a differenze sistematiche tra maschi e femmine¹³ o a una diversa età degli alunni appartenenti alla stessa classe; non sono invece disponibili dati che consentano di controllare per ulteriori effetti individuali (es. background familiare).¹⁴ I residui di questa regressione ausiliaria sono stati aggregati a livello di scuola, distintamente per le I e le III classi e per ciascuno dei tre ambiti disciplinari esaminati (italiano, matematica e scienze).

¹³ La variabile di genere, in particolare, è adoperata per tener conto del fatto che vi è un sistematico vantaggio comparato delle femmine nelle competenze linguistiche rispetto a quelle matematiche e rendere così meglio paragonabili scuole che abbiano una diversa composizione per sesso della propria popolazione di studenti. Nel caso dell'età, in realtà, si tiene anche conto del fatto che alunni di età diverse possono essere caratterizzati da percorsi scolastici più o meno accidentati. I risultati delle regressioni adoperate per filtrare i dati sono a disposizione di chi ne faccia richiesta.

¹⁴ Nel caso britannico del *Contextual Value-Added* (CVA), tra i fattori "di scuola" per i quali si controlla ricordiamo la tipologia di istituto (ad esempio, se statale o privato), le modalità di gestione e di finanziamento, se la scuola seleziona all'ingresso in funzione dell'attitudine e delle capacità dello studente, se la scuola è composta di soli maschi o sole femmine, la presenza di eventuali aree specifiche di insegnamento.

Per tenere conto di possibili distorsioni legate al *chi* venga sottoposto alla rilevazione, per ciascun ambito disciplinare i dati medi di scuola “nei livelli” di apprendimento sono stati a loro volta ripuliti, regredendoli sul rapporto tra studenti *effettivamente testati* e studenti *testabili* in quella stessa scuola per quell’ordine di classe (distintamente I e III). L’ipotesi è che tale variabile possa condizionare il livello misurato di *proficiency*. Anche se tale variabile non risulta significativa, abbiamo comunque considerato nell’analisi finale non i dati grezzi originari ma i residui di tale regressione.

C’è un aspetto che va a questo punto chiarito, perché influisce sulla nozione di valore aggiunto qui adoperata. Le rilevazioni INVALSI non consentono di dare un’immediata interpretazione “dinamica” al confronto tra i risultati degli alunni in I e in III, perché i dati non sono longitudinali (non valutano cioè gli *stessi* studenti da un anno all’altro, essendo le classi I e III rilevate nello stesso momento) e si basano su quesiti differenti. Per ciascun ordine di classe (rispettivamente la I e la III), è possibile quindi sapere solo se un alunno (o una classe, un’intera scuola, nella media dei suoi alunni) abbia una performance elevata (con molte risposte valide) o scadente (con molte risposte errate) rispetto al complesso degli alunni, delle classi, delle scuole considerate. Essendo però diversi i quesiti posti agli alunni in I e in III, i dati grezzi qui adoperati non consentono di dire *di quanto* la performance assoluta in III sia migliore di quella in I (fig. 3). Il valore assoluto della differenza tra i punteggi conseguiti nella I e nella III classe di una data scuola non ha perciò alcun significato. Non può, pertanto, essere usata per giudicare se la sua entità sia adeguata rispetto a quella che i processi di maturazione degli adolescenti coinvolti dovrebbero “naturalmente” garantire. Di ciascuna scuola noi perciò vedremo se la performance relativa delle proprie classi III (rispetto alle III dell’intero sistema scolastico) sia migliore o peggiore della performance relativa delle proprie classi I (rispetto alle I dell’intero sistema scolastico).

Ci focalizzeremo più in particolare su una misura di *ranking* (scelta che ci appare più intuitiva), andando a vedere di quanto il *ranking* delle III classi di una data scuola differisca da quello delle sue I classi. In altre parole, la nostra misura di valore aggiunto “prescelta” sarà, per ogni singola scuola, la variazione nel *ranking* delle scuole tra la I e la III (fig. 4). Si noti che, come ci si dovrebbe attendere *a priori* e a dimostrazione del fatto che le misure fornite dalla rilevazione colgono sufficientemente bene il posizionamento delle diverse scuole, il ranking in I e quello in III delle singole scuole sono molto correlati, soprattutto in italiano (fig. 5).

Visto che il *ranking* è una misura intrinsecamente *bounded* – perché chi sta ai due estremi della distribuzione per definizione non può avere margini per migliorare o peggiorare – come prova di robustezza proveremo peraltro a usare anche un altro indicatore relativo, cioè la distanza dalla media. In altre parole, il progresso di ciascuna scuola viene misurato come la differenza tra il punteggio

conseguito dai suoi allievi delle classi terze, al netto del punteggio medio di tutti i ragazzi delle classi terze, e il punteggio conseguito dai suoi allievi delle classi prime, al netto del punteggio medio di tutti i ragazzi delle classi prime (in pratica, si tratta di differenze tra gli scarti dalla media in III e in I). Come detto, si tratta sempre di risultati implicitamente espressi in termini relativi rispetto alla media. Per questo motivo, non possiamo dire se gli studenti di una determinata scuola abbiano registrato un miglioramento o un peggioramento dalla I alla III, ma possiamo dire di quanto essi si siano “avvicinati alla” o “allontanati dalla” media.

Ulteriore prova di robustezza sarà la stima di due modelli alternativi, uno (probit) nel quale la variabile dipendente che esprimerà il valore aggiunto di una scuola sarà il guadagno (o la perdita) di almeno 30 posizioni nel *ranking*, l'altro (ordered probit) nel quale invece la variabile dipendente sarà una scala ordinata di risultati (guadagno di almeno 30 posizioni, guadagno di meno di 30 posizioni, perdita di meno di 30 posizioni, perdita di almeno 30 posizioni).

Al di là della metrica specificamente adoperata, la nostra ipotesi di lavoro è che il confronto tra i risultati in I e in III possa comunque approssimare l'evoluzione degli apprendimenti degli studenti nel biennio di ciascuna scuola media superiore oggetto di rilevazione. Trattandosi di un confronto non proprio di natura longitudinale, tale ipotesi è naturalmente condizionata al fatto che la rilevazione, per ogni scuola, sia rappresentativa della performance e della composizione media degli studenti delle due classi in questione, nel presupposto che la performance e la composizione siano sufficientemente stabili nel tempo, indipendentemente dall'anno di rilevazione. Ciò richiede innanzitutto che per ciascun ordine di classe vi sia un numero significativo di studenti la cui performance media si sta misurando: come meglio vedremo nella sezione successiva, ciò ci porterà ad escludere le scuole per le quali il numero di studenti testati sia troppo piccolo.

Tutto ciò però non basta, perché la validità della nostra approssimazione nella misura del valore aggiunto richiede anche che non vi siano mutamenti troppo repentini nella qualità media dei nuovi iscritti a una data scuola. A noi pare che questa relativa stabilità nel tempo nel pattern delle iscrizioni caratterizzi il sistema italiano, in cui, sia pure sulla base di informazioni aneddotiche e non codificate, gli studenti e le loro famiglie sanno quali scuole debbano essere ritenute più o meno prestigiose, più o meno facili, più o meno selettive, auto-selezionandosi di conseguenza. Milita, del resto, in tal senso la natura fortemente stratificata del nostro sistema scolastico, in cui all'uscita dalla scuola media inferiore gli alunni si canalizzano in percorsi differenti caratterizzati da un diverso prestigio o da un diverso grado di difficoltà. In un sistema simile, è improbabile che la qualità media degli iscritti a una data scuola – gli alunni della III classe essendo di massima gli iscritti alla stessa scuola di due anni prima – cambi radicalmente nel tempo, per ragioni casuali (perché ad esempio ogni anno gli

iscritti al I anno di corso sono una selezione puramente casuale della popolazione complessiva degli studenti italiani) o sistematiche (perché ad esempio in un dato anno, in una certa scuola vi sono state innovazioni così marcate e prontamente comunicate da innescare un grosso mutamento nel flusso abituale degli immatricolati, da un punto di vista qualitativo oltre che quantitativo).

Ciononostante, nel confrontare alunni di anni diversi, dobbiamo tener conto del fatto che la composizione qualitativa degli alunni delle classi III può dipendere, anche assumendo una costante composizione del flusso degli iscritti al I anno, dalla selettività adoperata in quella scuola nel passaggio progressivo dal I al III anno di corso. *Ceteris paribus*, una scuola molto selettiva – in cui solo gli studenti che abbiano raggiunto standard molto elevati vengono accettati al III anno di corso – potrebbe avere, nelle rilevazioni INVALSI, risultati ben più lusinghieri in III. Questa considerazione ci porterà, nella sezione 5, a introdurre come variabili di controllo la quota di studenti promossi nelle singole scuole nel biennio, nel complesso e senza debiti, sul totale degli studenti scrutinati, e il rapporto tra studenti iscritti e studenti effettivamente scrutinati nelle classi I e II, proxy quest'ultima degli abbandoni scolastici. Vedremo che l'interpretazione di tali variabili di controllo non è peraltro univoca.

4. Il valore aggiunto delle scuole: affidabilità del segnale ed errore di misura

Le operazioni di filtraggio dei dati effettuate (e la scelta di lavorare su dati medi di scuola) non necessariamente consentono di ottenere misure del valore aggiunto affidabili. In dati propriamente longitudinali, basati cioè sul confronto della stessa popolazione di individui, il principale problema sarebbe dato dalla presenza di *errori di misura* (sulle cui implicazioni per le stime si vedano Hyslop e Imbens, 2000), con questo termine considerando tutti i fattori *non sistematici* che possono influire sui risultati di una prova di un dato studente, incluso il fatto che la sua più o meno favorevole disposizione in un singolo giorno ne influenzi la performance. Usare dati medi di scuola riduce questo problema, perché si astrae da fattori puramente individuali che in una collettività più ampia tendono ad avere media zero, ma non lo elimina, specie se la dimensione della scuola stessa – più precisamente il numero di studenti effettivamente testati in ciascun singolo ordine di classi – non è sufficientemente grande.

Nel nostro caso, in cui le due popolazioni confrontate (studenti della I e della III classe) per definizione sono distinte, questo problema in parte si attenua – le prove sono condotte nello stesso giorno e i fattori ambientali straordinari che possono influire in un senso o nell'altro sugli esiti della prova dovrebbero essere comuni alle due prove – ma diviene al contempo più rilevante il fatto che in ciascuna delle due popolazioni testate possano esserci individui alquanto peculiari.

Ove si testi, all'interno di una data scuola, un numero troppo ridotto di studenti, il dato medio potrà infatti essere contaminato tanto dalla presenza di errori di misurazione in senso proprio – il fatto

che nel giorno della prova un certo studente possa essere in condizioni psicofisiche più o meno adeguate – quanto dal fatto che ogni singolo studente avrà un proprio intrinseco livello di abilità, tale da renderlo non necessariamente rappresentativo della popolazione di studenti di quella scuola (e di quell'ordine di classe). Avere un numero sufficientemente elevato di studenti testati per ciascun ordine di classe in ciascuna singola scuola evita così di far dipendere i risultati di scuola da tali fattori. Poco meno del 30 per cento delle scuole ha meno di 100 studenti iscritti in I, la metà circa ha un numero di iscritti compreso tra i 100 e i 200, il resto ha più di 200 studenti (fig. 6).

Non siamo i primi a notare il problema con riferimento alla valutazione delle scuole e, nell'evidenziare la rilevanza del problema, seguiamo anzi quanto fatto da Kane e Staiger (2001) per gli USA. La figura 7 riporta la distribuzione dei *gain* medi di scuola nelle tre materie per numero di studenti testati nella I classe; il campione si compone, a questo stadio, di 630 scuole. Le variazioni in valore assoluto più consistenti riguardano le scuole con un numero di studenti più ridotto, come nelle attese e come in Kane e Staiger (2001). Per l'Italia, la correlazione (negativa) tra *size* e *gains* (in valore assoluto) è del 12 per cento in matematica, del 15 in scienze e del 21 in italiano. Se si escludono le scuole con – in media – meno di 75 studenti testati (per ordine di classe: si tratta di scuole certamente con non più di 350-375 studenti in totale), le due variabili appaiono pressoché indipendenti. Si noti che nel caso della matematica, già restringendo l'attenzione alle scuole con almeno 25 studenti testati in I si otterrebbe una mancanza di associazione tra numero di studenti testati e *gains*: la plausibile ragione è nel fatto che in tale ambito disciplinare è meno rilevante il peso, nel determinare l'esito della prova, di fattori casuali assimilabili all'errore di misurazione. Restringere il campione alle scuole con almeno 75 studenti testati (per tutte e tre le materie) dovrebbe consentire di risolvere questo problema, ed è quello che faremo nel prossimo paragrafo. Una volta selezionate le scuole che soddisfano anche il criterio di filtraggio dimensionale, otteniamo un campione di 484 scuole, omogeneamente distribuite per area geografica e indirizzo scolastico (tavv. 6 e 7).

5. Il valore aggiunto delle scuole: stima di alcuni pattern sistematici

Il modello. – La ricerca di pattern sistematici nella determinazione del valore aggiunto di scuola attiene innanzitutto alla verifica della rilevanza di alcuni attributi relativi al contesto geografico e alla tipologia di scuola, sulla cui rilevanza come fattori connessi con ampi divari nei *livelli* di apprendimento degli studenti italiani vi è ampia evidenza dalla numerose analisi condotte sui dati PISA¹⁵. Distingueremo per un verso tra Nord, Centro e Mezzogiorno, per l'altro tra licei (ulteriormente suddivisi tra classici e scientifici per tenere conto della diversa attenzione a matematica e scienze nel

¹⁵ Si vedano, tra gli altri, Brown et al. (2005), Bratti et al. (2007) e Montanaro (2008).

primo biennio), istituti tecnici e istituti professionali, con una categoria residuale miscelanea data da istituti d'arte, licei artistici e magistrali.

Vale la pena qui chiarire che questo lavoro non vuole approfondire in maniera esaustiva l'argomento delle determinanti in senso stretto del valore aggiunto, particolarmente complesso e dibattuto in letteratura (Reardon e Raudenbush, 2009). Per questo motivo non vengono inserite nel modello variabili riconducibili né a fattori familiari né a fattori specifici di scuola né a fattori socio-economici e ambientali, che pure sappiamo influenzare in modo significativo la performance degli studenti (si veda, a questo proposito, Bratti-Checchi-Filippin, 2007).¹⁶ Semplicemente, quello che invece vogliamo testare è se, ad esempio, la dimensione geografica sia in qualche modo correlata, oltre che ai *livelli* di preparazione degli studenti, anche ai loro *progressi*, sapendo che tale dimensione racchiude in sé e rappresenta molto del divario socio-economico presente nel nostro paese (si veda Cipollone-Montanaro-Sestito, 2010).

Che i risultati circa i due fattori citati siano non scontati lo si vede già a livello descrittivo. Nel passaggio dalla I alla III classe le scuole del Nord tendono a guadagnare posizioni nel *ranking*, anche se solo in matematica e scienze (di circa 15 posizioni in media, 11-12 in mediana; tav. 6). Al Centro si registra una perdita media di 28 posizioni in matematica e 16 in scienze. Nel Mezzogiorno, le scuole migliorano la propria posizione in italiano (guadagno medio di circa 20 posizioni), restano pressoché ferme in matematica e perdono in scienze. I *gain* nelle tre diverse materie sono correlati tra loro, in misura più marcata tra matematica e scienze (41 per cento), meno tra italiano e matematica (36 per cento) e tra italiano e scienze (31 per cento). Tale associazione non varia in misura significativa tra aree geografiche, mentre differisce tra indirizzi scolastici (è più forte negli istituti professionali e nelle scuole magistrali). Se consideriamo i diversi indirizzi scolastici, sempre a livello descrittivo, i licei classici tendono a guadagnare posizioni solo in italiano, perdendone però in matematica e, soprattutto, in scienze; i licei scientifici perdono invece in tutte le tre le materie (soprattutto in matematica), a favore degli altri istituti (tav. 7).

In aggiunta a questi attributi relativi a tipologia e localizzazione della scuola, considereremo il possibile legame tra il valore aggiunto e la misura di turnover degli insegnanti di una data scuola già introdotta da Barbieri, Cipollone e Sestito (2008), misura che in quel lavoro è considerata come una *proxy* di discontinuità dell'attività didattica e che può anche cogliere aspetti di scarsa motivazione degli insegnanti. Un elevato turnover può dipendere infatti o dalla presenza di molti insegnanti precari – che sanno che l'anno dopo dovranno comunque cambiare scuola, anche laddove riescano a divenire di

¹⁶ Nel caso britannico del *Contextual Value-Added*, sono nove i fattori individuali per i quali si controlla: genere, particolari esigenze educative (handicap), accesso ai pasti gratis, principale lingua parlata, provenienza da altro istituto, appartenenza etnica, età (in mesi), se lo studente è sotto tutela minorile, indicatore di “deprivazione”.

ruolo o comunque a riottenere un incarico a termine – o dal fatto che molti insegnanti di ruolo chiedono (e ottengono) di spostarsi in altre scuole. In entrambi i casi è plausibile che l’aspettativa di potere o dovere andare altrove – in un contesto istituzionale come quello italiano in cui il *dove si dovrà* o *potrà andare* non dipende dalla qualità della performance lavorativa concretamente espletata – attenui l’impegno nell’attività di insegnamento corrente. Tra i regressori inseriremo perciò la misura di turnover a livello di scuola costruita con riferimento all’anno scolastico immediatamente precedente quello di effettuazione della rilevazione¹⁷. L’ipotesi sottoposta a verifica è perciò che il turnover possa in qualche modo influenzare negativamente i progressi scolastici degli studenti nel corso del biennio.

L’inserimento della variabile relativa al turnover pone un potenziale problema di endogeneità del regressore. La misura di turnover da noi concretamente adoperata include infatti non solo i movimenti innescati dalla presenza di docenti precari ma anche quelli ascrivibili a docenti (di ruolo) che volontariamente si trasferiscono in un’altra scuola. Barbieri, Rossetti e Sestito (2010) in effetti mostrano come la probabilità di chiedere un trasferimento sia correlata sistematicamente a talune caratteristiche della scuola di appartenenza e dell’ambiente socio-economico in cui questa è inserita: un ambiente peggiore – un ambiente cioè con studenti con bassi livelli di competenza – è un ambiente che richiederebbe uno sforzo maggiore e, anche per l’assenza di qualsivoglia ricompensa per tale sforzo suppletivo, molti insegnanti si spostano altrove. Turnover e qualità della scuola potrebbero perciò essere legati da relazioni causali in entrambe le direzioni: un elevato turnover, come fonte di discontinuità didattica e scarsa motivazione, potrebbe ridurre la qualità della didattica, ma la qualità della scuola potrebbe a sua volta innescare un più elevato turnover.

A nostro avviso, il fatto di concentrarci su una misura di valore aggiunto in parte ci pone però al riparo da questi problemi. È infatti lecito ritenere che la richiesta di andare via – e quindi il turnover in una data scuola – risenta più del *livello* qualitativo degli studenti di quella scuola che del suo *valore aggiunto*. Laddove il livello qualitativo degli studenti è facilmente osservabile – nelle sue componenti legate al background socio-economico degli studenti, ad esempio – e quindi può essere facilmente posto alla base delle scelte degli insegnanti, il valore aggiunto è un concetto più difficilmente apprezzabile, e per certi aspetti anche meno rilevante nel decidere se rimanere o meno in una data scuola. In sintesi, ci sembra perciò più plausibile un meccanismo per il quale uno scarso *livello* qualitativo di una scuola, in qualche modo evidente o percepito, spinga gli insegnanti migliori ad andare via, depauperando così il corpo docente di quella scuola, con evidenti, negative ripercussioni sulla qualità e l’efficacia dell’insegnamento e quindi sul *valore aggiunto* che quell’istituto può assicurare. Pur convinti della ragionevolezza di questa distinzione, siamo tuttavia consapevoli del fatto che le stime che

¹⁷ In assenza di dati, riferiti a quel periodo, non possiamo invece esaminare i legami col valore aggiunto delle richieste di trasferimento dei docenti di ruolo, che, come appena detto, avviano il sistema di turnover, ma includono anche richieste che non vengono soddisfatte immediatamente.

verranno presentate, non avendo potuto affrontare compiutamente il possibile problema di endogeneità prima esposto, siano da interpretare con una certa cautela.

Nella specificazione adoperata si considerano due ulteriori aspetti. Il primo attiene al controllo per la *selettività della scuola*. Questa sarà colta da un lato con il tasso di abbandono (variabile *ABBANDONI*) in I e in II, calcolato come rapporto tra studenti iscritti e studenti effettivamente scrutinati, dall'altro con l'incidenza dei promossi (sempre in I e in II) a livello di istituto nell'anno scolastico (2004-05) immediatamente precedente quello della rilevazione (*PROMO*), ulteriormente controllando per la quota di studenti che non abbiano registrato un debito formativo (*PROMO_SD*). L'idea sottoposta a verifica è che maggiori abbandoni – che in genere riguardano gli studenti meno capaci¹⁸ – e una maggiore propensione alla bocciatura possano “scremare” la popolazione degli studenti di una determinata scuola nel passaggio dalla I alla III classe, producendo così un artificiale miglioramento della performance media d'istituto. La selettività sarebbe così un mero fattore di correzione dell'evoluzione nel tempo della composizione degli iscritti alle diverse classi.

Come anticipato nella sezione 3, l'interpretazione dei coefficienti di queste variabili non è però univoca. La selettività di una scuola potrebbe infatti avere un effetto intrinseco sugli apprendimenti degli studenti, perché la percezione di rigore e il rischio concreto di essere respinti plausibilmente stimolano l'impegno degli studenti. D'altro canto, per quanto possa apparire improbabile, una scuola molto selettiva potrebbe invece avere, tra i propri studenti ancora in I, soggetti ripetenti che, avendo avuto una pregressa esposizione a un certo *syllabus* scolastico, innalzano la performance degli studenti iscritti alla I classe al di sopra di quella “normale”, attenuando il meccanismo di “scrematura” da un anno all'altro prima esposto. Detto questo, il nostro obiettivo è più che altro quello di evitare correlazioni spurie tra *gain* e altri fattori sistematici di scuola connessi con la selettività della stessa.

Secondo aspetto che consideriamo è quello legato alla possibilità di una sorta di *regression to the mean* nei livelli degli apprendimenti, sia essa legata a fenomeni intrinseci¹⁹ o a errori di misura nei livelli degli apprendimenti in I e in III non del tutto eliminati dalla restrizione del campione alle scuole con almeno 75 studenti. In sostanza, per ciascun ambito disciplinare consideriamo la performance nella classe I come un possibile regressore. Per tenere conto del fatto che la regressione verso la media potrebbe in parte esser legata a fenomeni di *errore di misurazione*, nelle stime abbiamo anche provato a

¹⁸ Da un lato, studenti che percepiscono difficoltà in scuole più “prestigiose” e giudicate molto selettive spesso cambiano scuola (anche ove tali difficoltà non abbiano portato ad una vera e propria bocciatura). Dall'altro, molti iscritti a scuole poco prestigiose, che stanno semplicemente “saggiando” se valga o meno la pena perseguire un titolo secondario superiore, abbandonano del tutto il sistema scolastico.

¹⁹ L'accumulo di competenze nel tempo potrebbe connotazioni sia negative – tenuto conto della struttura dei programmi di studio, certe acquisizioni non devono esser fatte semplicemente perché già patrimonio dello studente – che positive – lungo la falsariga del detto secondo cui “chi più sa più impara”. Di nuovo, attesa la natura dei nostri dati, non siamo in grado di esplicitare queste diverse possibilità.

strumentare i risultati medi in I per ciascuna materia con quelli nelle restanti due materie: ad esempio, la performance in italiano è stata strumentata con la performance in matematica e scienze.²⁰

In termini formali, il modello stimato, per ciascun ambito disciplinare, è in definitiva esprimibile nel seguente modo:

$$GAIN_i = \beta PERF_1_i + \gamma AREA_i + \delta TIPO_SCUOLA_i + \zeta ABBANDONI_i + \theta PROMO_i + \lambda PROMO_SD_i + \xi TURNOVER_i + \varepsilon_i$$

dove (i indica le scuole) $GAIN_i$ è il vettore delle variazioni I-III, espresse come numero di posizioni guadagnate/perse nel *ranking* (un $GAIN$ positivo equivale a una posizione in III migliore di quella in I) della scuola i , $AREA_i$ è una dummy di area geografica, $TIPO_SCUOLA_i$ è una dummy di indirizzo scolastico, $PERF_1_i$ è il livello della performance in I degli studenti della scuola i , $ABBANDONI_i$, $PROMO_i$ e $PROMO_SD_i$ sono in qualche modo le variabili di “selettività” della scuola (anche se la quota di promossi senza debito dovrebbe maggiormente “rivelare” la qualità media degli studenti), $TURNOVER_i$ è l’indicatore di mobilità degli insegnanti nella scuola i (calcolato come incidenza di ingressi e uscite sul numero medio di docenti) ed ε_i è infine il termine di errore (cfr. tavv. 8-9). Le stime vengono effettuate separatamente per ciascun ambito disciplinare. Nella tavola 10 partiamo da semplici stime OLS, per diverse specificazioni, in cui progressivamente vediamo l’effetto dell’inserimento delle diverse variabili.

Nella prima specificazione OLS (tav. 10, colonna “a”), si considerano solo gli effetti di area e di tipologia di indirizzo scolastico, mentre in quelle successive si inseriscono anche le altre variabili di controllo (colonna “b”), fino a considerare, nelle colonne “c” e “d”, anche il livello della performance in quella stessa materia nella I classe. La differenza tra queste due ultime specificazioni è la misura che viene adoperata per esprimere il livello di partenza, espresso in un caso (colonna “c”) dal punteggio relativo della scuola rispetto alla media complessiva, nell’altro (colonna “d”), dalla posizione nel ranking, in piena omogeneità con la variabile di sinistra che si cerca di spiegare. I risultati di queste due ultime specificazioni sono alquanto simili tra di loro, anche se la colonna “d” ha un accostamento ai dati lievemente migliore ed è quella che poi manterremo nel seguito del lavoro. Rispetto alle colonne

²⁰ Per il momento abbiamo escluso la stima di un modello più generale in cui i livelli della performance in classe I in tutte e tre le materie siano considerate come possibili determinanti dei *gain* in ciascuno dei tre ambiti disciplinari. Si noti che il vantaggio di questa specificazione sarebbe stato quello di cogliere forse meglio la presenza di fattori moltiplicativi nel processo di accumulo delle conoscenze (legame positivo tra performance precedente e nuove acquisizioni ricordato alla nota precedente). I primi tentativi di stimare un simile modello più generale hanno però evidenziato problemi per l’assenza di un valido strumento che tenesse conto dell’errore di misura potenzialmente presente nei livelli della performance: la quota di iscritti in I classe che abbiano accumulato dei ritardi nella scuola sino alla licenza di media inferiore si è dimostrato empiricamente uno strumento quasi mai significativo nelle regressioni di primo stadio.

“a” e “b”, l’inserimento della variabile relativa alle condizioni di partenza migliora di molto la precisione delle stime, cambiando alle volte il senso di alcuni coefficienti: in particolare, migliora la performance dei licei, mentre si accentua il divario tra Nord e Sud. Più chiaramente negativo, anche se non sempre statisticamente significativo, diviene anche l’effetto del turnover (la significatività statistica è presente solo per la matematica). Nella successiva colonna (e), si prova infine a strumentare la performance in I in ciascuna singola materia, adoperando come strumento la performance, sempre in I, nelle altre due materie (stime 2SLS).

Nel complesso, le stime – tanto nella specificazione della colonna (c) quanto in quella della colonna (d) – segnalano la presenza di un’effettiva, sia pur lieve, “regressione verso la media”, nel senso che le scuole con livelli più elevati in un determinato ambito disciplinare hanno guadagni meno consistenti in quello stesso ambito disciplinare. Quanto alle differenze tra tipologie di scuola, i licei (sia classici che scientifici) si segnalano come le scuole col maggior “guadagno” di conoscenze solo in italiano, avendo invece performance peggiori degli altri istituti in matematica e, nel caso dei classici, anche in scienze. In altri termini, la classifica tra tipologie di istituti che traspare quando si considerano i livelli delle competenze, viene solo in parte confermata ove si considerino i progressi delle stesse, segnale del fatto che buona parte delle differenze nei primi sono legate alla diversa composizione della popolazione degli studenti. Per quanto concerne invece le aree geografiche, il divario a sfavore del Mezzogiorno si confermerebbe – in maniera marcata e statisticamente significativa nel caso delle scienze – anche nelle stime che guardano al valore aggiunto (specularmente, il Nord sembrerebbe avere un vantaggio in matematica e scienze).²¹ Quanto al turnover, anche se l’effetto è stimato con una certa precisione solo per la matematica, il segno che emerge è negativo: quanto più è intenso il turnover degli insegnanti in una data scuola, tanto più bassa è l’efficacia della scuola.

Sebbene di non immediata e diretta interpretazione, un ruolo significativo hanno anche i fattori che colgono la diversa selettività delle singole scuole. Una più alta percentuale di promossi *tout court* sembra in effetti mantenere bassa la qualità media degli studenti in III, deprimendo il *gain* apparente. Un’alta incidenza di promossi, in un sistema con esami non centralizzati e omogenei, potrebbe inoltre cogliere un certo lassismo della scuola che a sua volta disincentiva l’impegno nello studio degli studenti. In ogni caso, è da segnalare che la quota di quanti siano stati promossi senza debito ha invece un impatto positivo, mentre un alto tasso di abbandono (somma di abbandoni *tout court* del sistema scolastico e spostamenti netti verso altre scuole) deprime i *gain* apparenti, a sostegno

²¹ Va precisato che tra le 484 scuole presenti nel campione finale non vi sono sostanziali differenze tra Nord e Sud nei “livelli” di performance iniziale. È un campione quindi di scuole che, almeno dal punto di vista territoriale e in termini di “livelli” di conoscenze iniziali, si equivalgono (fig. 8), mentre ve ne sono tra le tipologie di indirizzo (fig. 9). Ai fini della nostra analisi, tuttavia, tale equivalenza consente una più robusta interpretazione dei risultati in termini di “valore aggiunto”, essendo poco rilevanti effetti distorsivi legati al cosiddetto effetto soglia (vedi oltre).

dell'ipotesi secondo la quale tale fenomeno si associa più a una minore qualità che a una maggiore selettività della scuola.

La selettività del campione. – Nelle stime finora esposte abbiamo adoperato il campione di scuole con almeno 75 studenti testati²², trascurando i problemi di selezione di tale campione. A questo proposito, abbiamo effettuato due prove di robustezza, provando nella prima a inserire nel modello – quello di cui alla colonna (e) della tavola 10 – una dummy che indica le scuole che abbiano volontariamente chiesto di aggiungersi al campione originario, nella seconda a implementare la procedura di Heckman a due stadi.

Il primo esercizio è riportato nella stessa tavola 10 (colonna “P”). In effetti, le scuole che hanno in maniera del tutto volontaria (con tutte le proprie classi) aderito alla rilevazione – pari a oltre l'85 per cento del nostro campione finale – sono caratterizzate in media da una variazione positiva del loro ranking, in particolare in matematica (nel cui caso l'effetto è statisticamente significativo). I restanti risultati variano poco o nulla.

Più completo, anche perché in grado di tener conto di tutti i possibili fattori di selezione del campione – inclusi quelli da noi stessi creati limitando l'analisi a scuole oltre una certa soglia dimensionale – è l'esercizio successivo (tav. 11), che segue la strategia standard di Heckman a due stadi. Al primo stadio, la probabilità per una scuola di essere parte del campione finale viene fatta dipendere da alcune caratteristiche di scuola²³, tra le quali, oltre a dummies regionali e di tipologia di istituto, la dimensione della stessa (variabile che in quanto tale non dovrebbe invece avere effetti sul valore aggiunto d'una scuola), e sulla base di tale stima si inserisce nel modello esplicativo del valore aggiunto di scuola un fattore di correzione – il cosiddetto *inverse Mills ratio* o *hazard rate* – che depura le stime dagli effetti della *sample selection* del nostro campione finale.

I risultati del primo stadio (parte inferiore delle tavole 11-14) evidenziano in effetti che la probabilità di partecipare alla rilevazione INVALSI, e quindi di rientrare nel nostro campione finale dopo le descritte operazioni di filtraggio, risente positivamente della *size* di scuola, è maggiore per i licei classici e scientifici ed è minore per gli istituti professionali. A livello di area, solo per alcune regioni (Veneto e Marche) la propensione a partecipare all'indagine sembrerebbe più elevata della media.

Al di là dei dettagli delle stime, i risultati del secondo stadio confermano a grandi linee quelli già emersi nei passaggi precedenti, anche se si riduce la portata degli effetti di alcune variabili,

²² Replicando le stime con soglie dimensionali diverse a seconda della materia (25 studenti in matematica, ad esempio), i coefficienti sostanzialmente non cambiano. Per esigenze di omogeneità del campione di scuole, tuttavia, preferiamo mantenere la soglia di 75 studenti per tutte le materie.

²³ Sostanzialmente, nel modello probit del *first stage* della procedura di Heckman vengono considerate le sole variabili disponibili per tutte le scuole (6.270), variabili che sono un sottoinsieme di quelle utilizzate nel *second stage*.

soprattutto per quanto riguarda le variabili geografiche: il divario tra Nord e Sud in matematica e scienze, infatti, si assottiglia. Tra gli indirizzi scolastici, si ampliano i divari a favore dei licei in italiano, mentre non vi sono particolari differenze in matematica e scienze.

Merita qualche parola in più il coefficiente dell'*inverse Mills ratio*. Il fatto che esso sia significativo segnala innanzitutto che un problema di *selection bias* effettivamente sussiste. Il fatto che sia negativo indica una correlazione negativa tra i residui del primo e del secondo stadio: in altre parole, i fattori (*non osservabili*) che accrescono la probabilità che una scuola rientri nel nostro campione finale sembrano deprimere il valore aggiunto della stessa. Tale risultato è di per sé opposto a quello dell'esercizio precedente, che mostrava come le scuole che in maniera del tutto volontaria hanno aderito all'indagine sembrano esser caratterizzate *ceteris paribus* da un maggior valore aggiunto. Esso è perciò ascrivibile soprattutto a quelle scuole (69 su un totale di 484 del campione finale) che non hanno partecipato in via del tutto volontaria all'indagine, ma che, avendo alcune classi nell'originario campione INVALSI, hanno partecipato all'indagine ampliando semmai il numero di classi coinvolte (e quindi accrescendo la probabilità di essere nel campione finale).

Sempre usando i dati individuali filtrati per età e sesso (prima di aggregarne i risultati a livello di scuola e ordine di classe), nella colonna (b) di tavola 11 abbiamo provato ad aggiungere tra i regressori la composizione media di scuola (in I classe) per età e sesso, per due motivi: *i*) tali fattori potrebbero influenzare, oltre al *livello* (ad esempio, le ragazze ottengono notoriamente risultati migliori in italiano rispetto alla matematica), anche i tempi di maturazione nelle diverse conoscenze disciplinari; *ii*) il filtraggio preliminare controlla per questi fattori nella variabile di sinistra ma non nelle variabili di destra, per cui alcuni degli effetti attribuiti ad altre variabili potrebbero in realtà dipendere da questi effetti di composizione. Alternativamente, nella colonna "c", usiamo dati non filtrati e inseriamo i fattori di controllo citati unicamente tra i regressori. In entrambi i casi i risultati ottenuti sinora sono in linea di massima confermati, per cui non ci soffermiamo sui loro dettagli.

Altre prove di robustezza. – Come detto, il fatto di approssimare il "valore aggiunto" con il guadagno o la perdita di posizioni nel *ranking* delle scuole tra il I e il III anno, ancorché pratica standard²⁴, potrebbe indurre distorsioni legate a una sorta di "effetto soglia" (cfr. Koedel e Betts, 2010). Come ulteriore prova di robustezza abbiamo perciò replicato il modello finora stimato – il riferimento è alle stime della tavola immediatamente precedente, in cui si controlla per la *sample selection* – mutando

²⁴ Cfr. Gill et al. (2005) e Booker et al. (2008) sull'utilizzo di rank-based *Z scores* e Kane e Staiger (2001). Del resto, il criterio delle *league tables* o delle *rank-ordered tables*, per quanto criticabile e criticato, è stato ed è ampiamente utilizzato in Gran Bretagna (cfr. Goldstein e Spiegelhalter, 1996; Morrison e Cowan, 1996; Thomas, 2001), negli USA (cfr. Coe e Fitz-Gibbon, 1998; Lockwood et al., 2002; Zehr, 2001), in Canada (Cowley e Easton, 2004) ed è comunque molto diffuso anche nel valutare le università nel confronto internazionale (cfr. *Times Higher Education Supplement* - THES). Sui vantaggi assicurati dall'utilizzo di dati ordinali in stime del valore aggiunto, si veda Ballou (2009).

la variabile dipendente. In particolare si riportano tre diversi esercizi: nel primo caso (tav. 12) si guarda al *gain* espresso in termini di variazione nello scarto dalla media (per simmetria, anche il controllo per la performance in I classe è inserito nella stessa metrica e non in termini di ranking in I classe)²⁵; nel secondo esercizio (tav. 13) si considera, per ciascuna materia, una coppia di modelli relativi alla probabilità, rispettivamente, di perdere e di guadagnare almeno 30 posizioni nel ranking relativo a ciascuna singola materia²⁶; nell'ultimo esercizio (tav. 14) si considera sempre la probabilità di aver guadagnato o perduto almeno trenta posizioni nel ranking ma adoperando una specificazione del tipo *ordered probit*, in cui la singola scuola può aver guadagnato almeno 30 posizioni, essere rimasta stabile (con variazioni di non più di 30 posizioni in un senso o nell'altro) o aver perso 30 posizioni.

Tutti e tre gli esercizi sono motivati dall'esigenza di verificare la robustezza dei risultati rispetto alla possibile presenza di effetti soglia nella variazione del *ranking*, legati al fatto che chi sta molto in alto (in basso) non può che perdere (guadagnare) posizioni. L'uso del *gain* in termini di variazione nello scarto dalla media (il primo esercizio) consente anche a questi, rispettivamente, di migliorare o peggiorare. Quanto agli altri due esercizi, il loro obiettivo è quello di evitare che piccole e poco significative variazioni nel ranking delle scuole abbiano un'eccessiva influenza sui risultati. Allo stesso modo, tale scelta dovrebbe consentirci anche di controllare per possibili distorsioni legate al fatto che pochi punti di differenza nello *score* tra una scuola e l'altra si traducano in un divario nel ranking tanto ampio quanto statisticamente insignificante. In altre parole, se due scuole fossero molte vicine in termini di punteggio ma abbastanza lontane in termini di posizione nel ranking, l'interpretazione legata alla variazione nel ranking potrebbe risultare del tutto fuorviante.²⁷

In generale, i risultati dei diversi esercizi sostanzialmente confermano quanto già emerso in precedenza. Nel modello *ordered probit* le stime migliorano anzi in precisione dal punto di vista statistico, mentre nei due modelli *probit*, distinti per guadagni e perdite, vi è qualche segnale, ma debole dal punto di vista statistico, di una qualche asimmetria negli effetti di taluni fattori sulla probabilità di registrare guadagni o perdite. Ma quello che per noi più conta è che tutti questi esercizi di controllo dimostrano nella sostanza che l'effetto soglia, pur presente, non incide in misura rilevante sui risultati e che anche la variazione nel ranking è quindi, in questo caso, una buona misura di valore aggiunto.

²⁵ Le due misure di *gain* (variazione nel ranking e variazione nello scarto dalla media) sono correlate all'87 per cento in italiano, al 95 in matematica e al 97 in scienze.

²⁶ Le 30 posizioni sono pari al 33 per cento della deviazione standard del *GAIN* in italiano, al 19 per cento in matematica e al 21 per cento in scienze.

²⁷ Nel nostro caso, va segnalato peraltro che le differenze di punteggio non sono marginali, soprattutto tra scuole che sono distanziate di più di 30 posizioni. A seconda della materia, la differenza mediana di punteggio tra una posizione e la successiva oscilla intorno al 5 per cento, mentre quella media varia tra il 5 e il 10 per cento. Le scuole che registrano una variazione di almeno 30 posizioni oscillano tra le 170 e le 220 circa su un totale di 484, a seconda della materia.

6. Conclusioni

Questo lavoro si è posto due obiettivi: saggiare, per la prima volta nel contesto italiano, la rilevanza dei diversi problemi empirici inerenti alla costruzione di misure di valore aggiunto delle singole scuole; identificare alcuni pattern sistematici che ne spiegano la diversa performance. Da entrambi i punti di vista, i risultati sono incoraggianti, anche se crediamo di aver soltanto aperto una linea di ricerca.

Quanto alla misurazione del valore aggiunto, la variabile proposta, basata sul semplice confronto tra risultati medi nella I e nella III classe di ciascuna scuola secondaria superiore, pare fornire indicazioni utili una volta che si restringa l'attenzione a rilevazioni effettuate, in ciascun ordine di classe di ogni scuola, su un numero sufficientemente ampio (75 per anno) di alunni. Nel derivare il valore aggiunto di una scuola dal confronto dei risultati dei propri alunni in anni diversi, il problema principale è infatti legato al fatto che l'esito delle rilevazioni (degli esami in genere) spesso dipende da fattori contingenti, fattori che si presentano come una sorta di errore di misurazione della (sottostante) performance della scuola. Paradossalmente, minori criticità sono da ascrivere ai dettagli della metrica adoperata nelle singole rilevazioni: l'aver operato con misure di *ranking* delle singole scuole, data l'impossibilità di confrontare direttamente il punteggio riportato in due ordini di classi differenti nello stesso anno scolastico, non sembra aver creato problemi particolari, come evidenziato dalla robustezza dei risultati rispetto a lievi variazioni nella metrica adoperata.

Piuttosto interessanti appaiono anche i risultati ottenuti nell'identificazione, con un semplice modello econometrico, di alcuni primi pattern sistematici nelle determinanti del valore aggiunto delle scuole. L'immagine dei diversi tipi di scuola superiore che ci viene restituita, guardando non al *livello* medio delle competenze degli studenti bensì al *guadagno* che il frequentare quelle scuole garantisce, è un po' diversa dal quadro abitualmente noto del sistema scolastico italiano. I licei, i cui studenti presentano in media un livello più elevato di competenze, sembrano esercitare un effetto positivo solo in italiano; per le altre materie, parte preponderante del gap a loro favore in livello, sembra perciò ascrivibile soprattutto a un effetto di composizione della popolazione di soggetti che a queste scuole si rivolgono. Il pattern geografico invece, anche con riferimento al concetto di valore aggiunto, vede le scuole del Mezzogiorno riportare una performance peggiore, in particolare nelle materie scientifiche. Altro fattore sistematico d'un certo interesse, quantomeno con riferimento alla matematica, è il fatto che un elevato turnover degli insegnanti, indice tanto di discontinuità nell'attività didattica quanto di scarsa motivazione all'insegnamento nella singola scuola, impatta negativamente sulla progressione degli apprendimenti.

Anche se interessanti, i risultati ottenuti ci paiono però ancora molto preliminari. Le misure di valore aggiunto qui costruite sono a dir poco sperimentali e non possono essere riconducibili a quelle utilizzate nella letteratura più specialistica e (negli USA e in Gran Bretagna) anche in alcune concrete applicazioni. Basare la valutazione dei progressi di una scuola sul confronto tra i risultati riportati dai propri studenti richiede, infatti, di migliorare il contenuto delle singole rilevazioni e di adoperare più propriamente dati di natura *longitudinale*, in cui cioè si confrontino esattamente i progressi degli stessi (gruppi di) individui. In entrambe le direzioni si è mossa l'INVALSI ed è plausibile che il quadro delle misure venga nei prossimi anni arricchito rispetto al nostro esercizio pioneristico. Anche dal punto di vista dell'individuazione dei fattori che sistematicamente possono poi spiegare *perché* una data scuola guadagni o perda posizioni da un anno all'altro, è necessario che si documentino meglio le differenze esistenti tra scuole, in termini di risorse disponibili, di organizzazione della didattica e composizione e comportamenti del personale docente.

Tavole e figure

Tavola 1: Descrizione del campione INVALSI 2005-06 in I Superiore (unità)

AREE	Tipologia di indirizzo scolastico					Totale	n. scuole (tot.)	dim. media di scuola (in classe I)
	1. Classica	2. Profess.	3. Artistica	4. Tecnica	5. Ist. Sup.			
Valle D'Aosta	352	84	0	173	0	609	6	101,5
Piemonte	3.957	387	367	2.486	3.377	10.574	104	101,7
Liguria	1.033	402	383	1.036	737	3.591	35	102,6
Lombardia	12.782	2.692	835	8.650	10.361	35.320	270	130,8
Trentino Alto Adige	916	54	35	469	1114	2.588	30	86,3
Veneto	6.987	2.799	364	6.588	4.082	20.820	162	128,5
Friuli Ven.a Giulia	1390	148	119	821	504	2.982	27	110,4
Emilia Romagna	3.617	885	258	2.665	3.763	11.188	90	124,3
Toscana	2.412	1.160	155	1.580	2.422	7.729	60	128,8
Umbria	1.929	64	10	519	653	3.175	33	96,2
Marche	2.480	473	174	2.142	1.770	7.039	58	121,4
Lazio	6.896	1.535	148	2.552	2.552	13.683	124	110,3
Abruzzo	1.174	65	61	1.221	692	3.213	29	110,8
Molise	531	167	71	126	595	1.490	16	93,1
Campania	10.809	3.839	1.110	5.976	4.165	25.899	178	145,5
Puglia	8.252	2.462	477	7.166	4.875	23.232	167	139,1
Basilicata	1067	386	49	560	1.333	3.395	32	106,1
Calabria	2.965	562	80	1.675	2.567	7.849	73	107,5
Sicilia	5.366	1.343	593	2.424	4.235	13.961	122	114,4
Sardegna	1.838	635	83	1587	1254	5.397	57	94,7
<i>Nord Ovest</i>	<i>18.124</i>	<i>3.565</i>	<i>1.585</i>	<i>12.345</i>	<i>14.475</i>	<i>50.094</i>	<i>415</i>	<i>120,7</i>
<i>Nord Est</i>	<i>12.910</i>	<i>3.886</i>	<i>776</i>	<i>10.543</i>	<i>9.463</i>	<i>37.578</i>	<i>309</i>	<i>121,6</i>
<i>Centro</i>	<i>13.717</i>	<i>3.232</i>	<i>487</i>	<i>6.793</i>	<i>7.397</i>	<i>31.626</i>	<i>275</i>	<i>115,0</i>
<i>Sud</i>	<i>24.798</i>	<i>7.481</i>	<i>1.848</i>	<i>16.724</i>	<i>14.227</i>	<i>65.078</i>	<i>495</i>	<i>131,5</i>
<i>Isole</i>	<i>7.204</i>	<i>1.978</i>	<i>676</i>	<i>4.011</i>	<i>5.489</i>	<i>19.358</i>	<i>179</i>	<i>108,1</i>
Italia	76.753	20.142	5.372	50.416	51.051	203.734	1.673	121,8

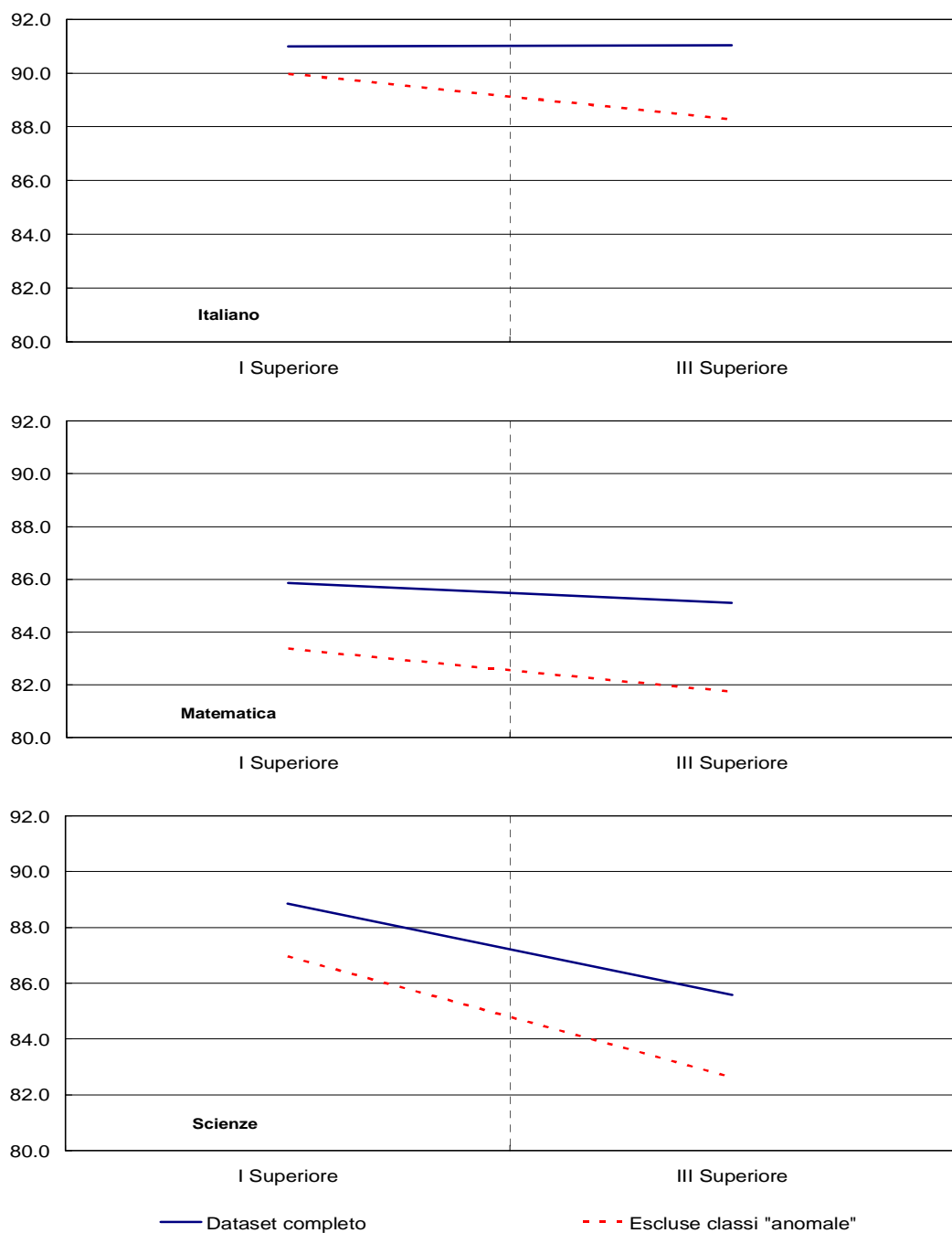
Fonte: INVALSI. (1) **Classica** = tutti i tipi di liceo; **Professionale** = istituti professionale; **Artistica** = liceo artistico e istituti d'arte; **Tecnico** = istituti tecnici; **Istituti superiori** = istituti di istruzione secondaria di II grado di diverso ordine e tipo.

Tavola 2: Descrizione del campione INVALSI 2005-06 in III Superiore (unità)

AREE	Tipologia di indirizzo scolastico					Totale	n. scuole (tot.)	dim. media di scuola (in classe III)
	1. Classica	2. Profess.	3. Artistica	4. Tecnica	5. Ist. Sup.			
Valle D'Aosta	252	50	0	93	0	395	6	65,8
Piemonte	3.253	312	301	1.944	2.778	8.588	104	82,6
Liguria	830	252	328	707	501	2.618	33	79,3
Lombardia	10.527	2.387	746	6.689	7.627	27.976	267	104,8
Trentino Alto Adige	630	61	31	467	838	2.027	30	67,6
Veneto	5.455	2.332	309	5.302	3.066	16.464	156	105,5
Friuli Ven.a Giulia	1089	132	129	712	423	2.485	26	95,6
Emilia Romagna	2.982	650	185	2.020	2.980	8.817	91	96,9
Toscana	1.726	897	103	1.310	1.595	5.631	59	95,4
Umbria	1.521	86	13	453	542	2.615	32	81,7
Marche	2.018	364	198	1.644	1.257	5.481	58	94,5
Lazio	5.065	1.239	100	2.325	1.823	10.552	123	85,8
Abruzzo	1.047	15	85	820	593	2.560	27	94,8
Molise	446	187	60	261	552	1.506	17	88,6
Campania	8.620	2.613	901	4.195	3.680	20.009	177	113,0
Puglia	6.889	2.013	412	5.419	3.739	18.472	162	114,0
Basilicata	880	328	75	530	1.150	2.963	32	92,6
Calabria	2.409	570	85	1.358	2.210	6.632	73	90,8
Sicilia	4.658	967	490	1.683	3.264	11.062	115	96,2
Sardegna	1.478	253	62	1058	951	3.802	56	67,9
<i>Nord Ovest</i>	<i>14.862</i>	<i>3.001</i>	<i>1.375</i>	<i>9.433</i>	<i>10.906</i>	<i>39.577</i>	<i>410</i>	<i>96,5</i>
<i>Nord Est</i>	<i>10.156</i>	<i>3.175</i>	<i>654</i>	<i>8.501</i>	<i>7.307</i>	<i>29.793</i>	<i>303</i>	<i>98,3</i>
<i>Centro</i>	<i>10.330</i>	<i>2.586</i>	<i>414</i>	<i>5.732</i>	<i>5.217</i>	<i>24.279</i>	<i>272</i>	<i>89,3</i>
<i>Sud</i>	<i>20.291</i>	<i>5.726</i>	<i>1.618</i>	<i>12.583</i>	<i>11.924</i>	<i>52.142</i>	<i>488</i>	<i>106,8</i>
<i>Isole</i>	<i>6.136</i>	<i>1.220</i>	<i>552</i>	<i>2.741</i>	<i>4.215</i>	<i>14.864</i>	<i>171</i>	<i>86,9</i>
Italia	61.775	15.708	4.613	38.990	39.569	160.655	1.644	97,7

Fonte: INVALSI. (1) **Classica** = tutti i tipi di liceo; **Professionale** = istituti professionale; **Artistica** = liceo artistico e istituti d'arte; **Tecnico** = istituti tecnici; **Istituti superiori** = istituti di istruzione secondaria di II grado di diverso ordine e tipo.

Figura 1: Impatto delle classi “anomale” sul differenziale di punteggio tra Mezzogiorno e Nord-Est (valori percentuali) (1)



Fonte: elaborazioni su dati INVALSI.

(1) I valori sull'asse delle ordinate sono espressi come il rapporto tra il punteggio medio nel Mezzogiorno e quello nel Nord Est

Tavola 3: Numerosità campionaria con e senza gli studenti di classi con punteggio superiore al 90% della distribuzione e standard deviation inferiore al 10% della distribuzione (classi "anomale") (Italia=100)

AREE	Italiano		Matematica		Scienze	
	N. studenti "rispondenti"	N. studenti "esclusi"	N. studenti "rispondenti"	N. studenti "esclusi"	N. studenti "rispondenti"	N. studenti "esclusi"
<i>I Superiore</i>						
Nord Ovest	50.166	1.363	50.094	123	50.004	64
Nord Est	37.347	991	37.578	137	37.287	119
Centro	32.085	567	31.626	60	31.734	94
Sud e Isole	85.922	2.063	84.436	1.650	82.332	1.410
Italia	205.520	4.984	203.734	1.970	201.357	1.687
<i>III Superiore</i>						
Nord Ovest	39.726	246	39.577	95	39.339	179
Nord Est	30.013	225	29.793	65	29.563	214
Centro	24.701	185	24.279	116	24.385	236
Sud e Isole	68.459	986	67.006	1.296	65.863	1.775
Italia	162.899	1.642	160.655	1.572	159.150	2.404

Fonte: elaborazioni su dati INVALSI.

Tavola 4: Punteggi medi e dispersione in I Superiore (Italia=100)

AREE	Italiano		Matematica		Scienze	
	Mean	Coeff. Var.	Mean	Coeff. Var.	Mean	Coeff. Var.
<i>Licei</i>						
Nord Ovest	103,8	95,8	104,5	91,4	104,4	93,9
Nord Est	104,3	93,8	109,0	87,3	106,1	92,5
Centro	100,4	98,4	100,1	98,4	99,9	98,1
Sud e Isole	96,4	103,2	92,9	109,0	94,6	105,0
Italia	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
<i>Non licei</i>						
Nord Ovest	106,4	90,9	107,7	90,5	105,8	92,4
Nord Est	106,4	89,7	109,8	89,8	108,1	90,9
Centro	101,3	100,4	101,9	97,9	100,8	97,1
Sud e Isole	93,4	105,9	89,6	107,2	92,1	105,6
Italia	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
<i>Totale istituti</i>						
Nord Ovest	105,3	92,1	106,2	90,6	105,1	93,0
Nord Est	104,9	91,3	109,0	89,6	107,0	91,5
Centro	102,1	98,4	102,3	96,8	101,1	96,7
Sud e Isole	94,4	106,1	90,8	108,7	93,0	106,1
Italia	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

Fonte: elaborazioni su dati INVALSI.

Tavola 5: Punteggi medi e dispersione in III Superiore (Italia=100)

AREE	Italiano		Matematica		Scienze	
	Mean	Coeff. Var.	Mean	Coeff. Var.	Mean	Coeff. Var.
<i>Licei</i>						
Nord Ovest	104,6	92,0	106,5	90,0	105,2	89,9
Nord Est	106,1	88,1	110,4	92,3	109,8	92,3
Centro	100,2	99,0	100,6	102,2	100,1	101,0
Sud e Isole	94,3	107,3	90,7	104,8	92,5	105,4
Italia	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
<i>Non licei</i>						
Nord Ovest	105,6	93,6	106,8	94,4	105,2	93,3
Nord Est	107,1	91,6	111,1	93,1	112,0	90,7
Centro	100,8	100,8	99,9	101,3	100,1	99,0
Sud e Isole	92,6	104,7	90,1	101,4	90,7	103,8
Italia	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
<i>Totale istituti</i>						
Nord Ovest	104,9	93,8	106,7	92,6	105,2	92,1
Nord Est	105,8	91,9	110,4	93,0	110,7	91,4
Centro	101,9	98,7	100,9	101,5	100,6	99,7
Sud e Isole	93,4	105,9	90,3	103,0	91,5	104,8
Italia	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

Fonte: elaborazioni su dati INVALSI.

Figura 2: Punteggi INVALSI a livello di studenti in I Superiore, per regione e materia (in centesimi; quartili)

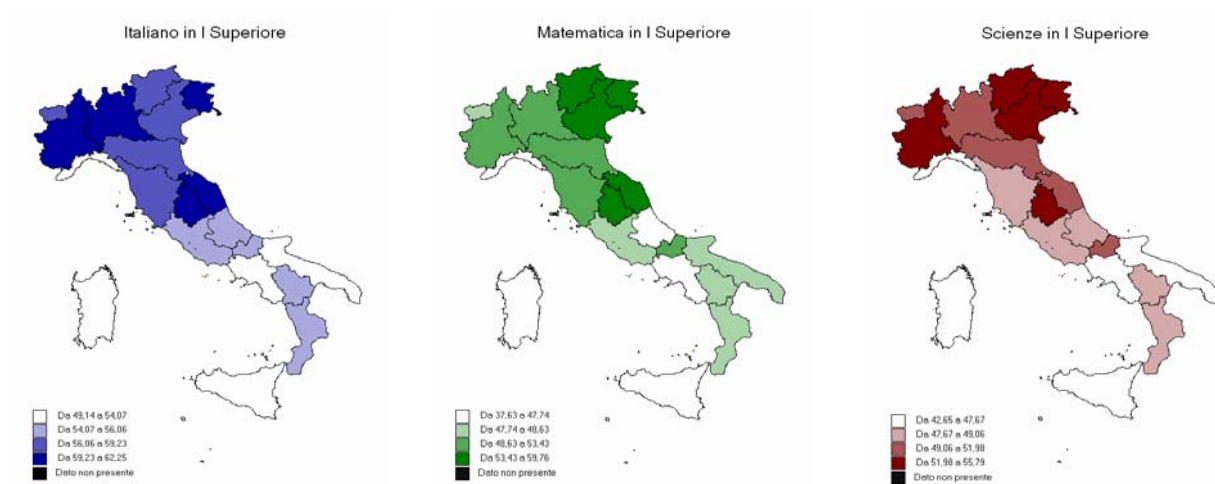


Figura 3: **Tutte le scuole**, distribuzione del punteggio medio di scuola (in centesimi), per materia e grado scolastico

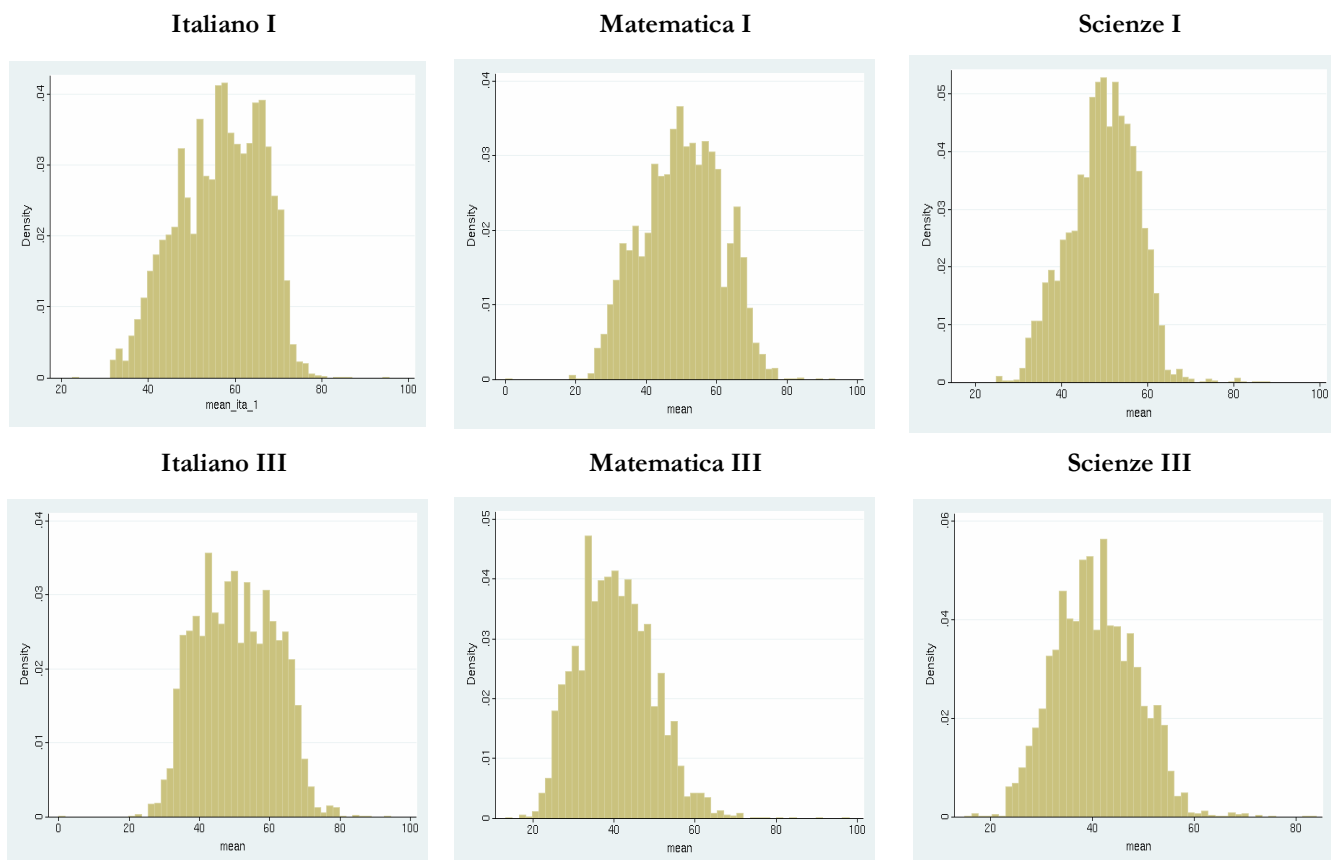


Figura 4: Distribuzione dei “gain” tra la I e la III conseguiti dalle scuole, per materia

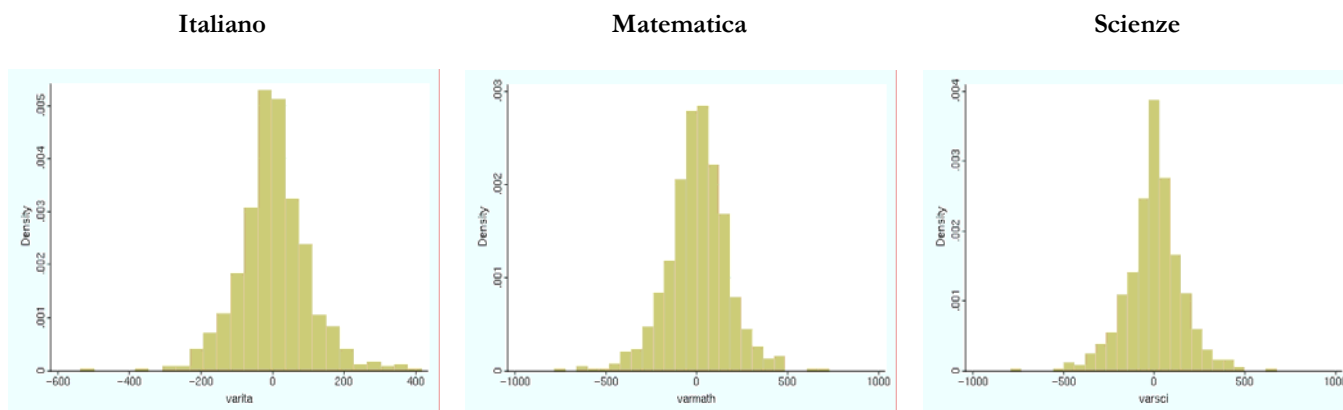
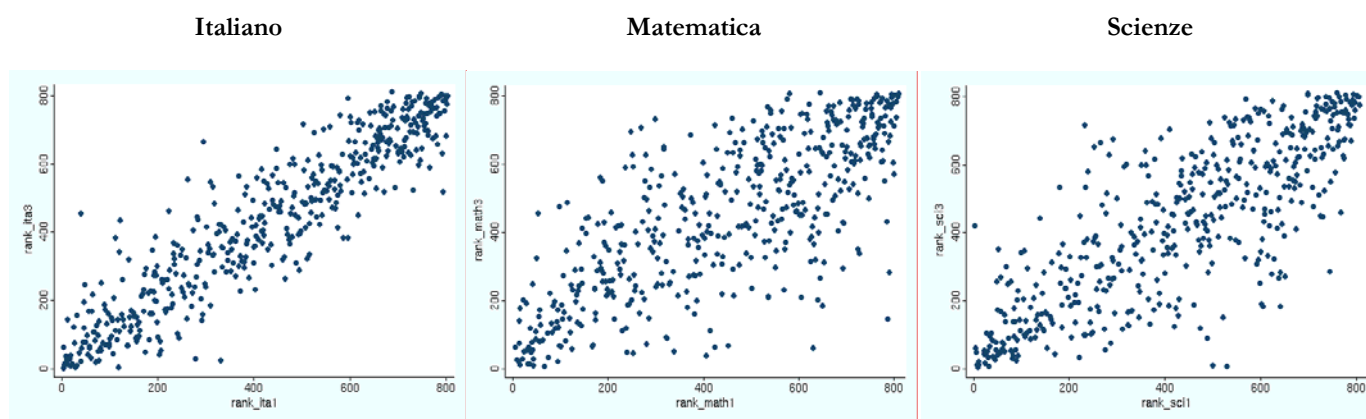


Figura 5: Correlazione tra ranking in I e in III, per materia (1)



$Corr. = 0,914$

$Corr. = 0,738$

$Corr. = 0,785$

(1) Valori più elevati corrispondono a posizioni nel ranking migliori.

Figura 6: Distribuzione del numero medio di studenti per scuola testati in I, per materia

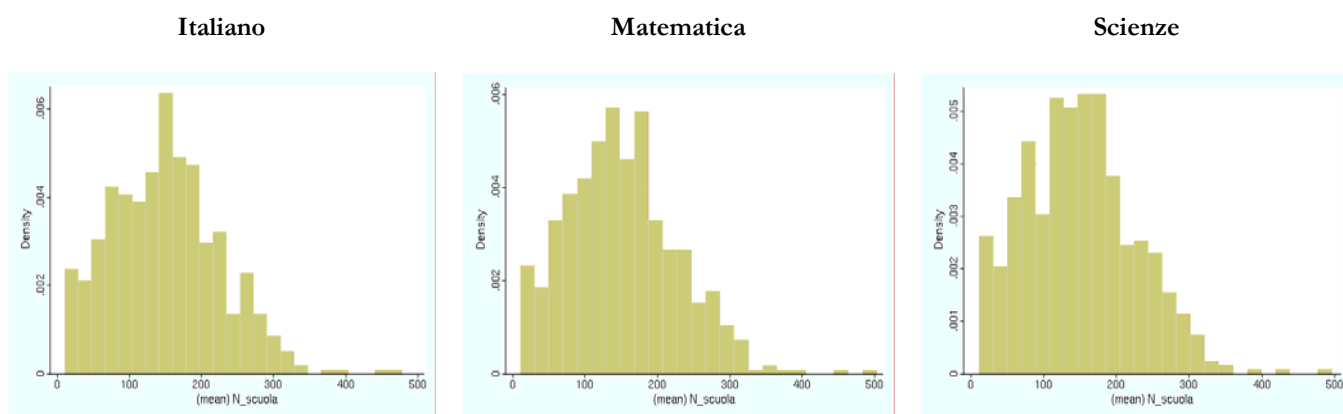
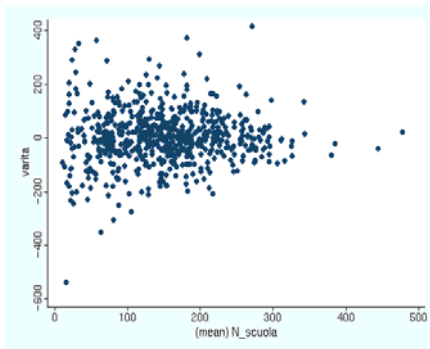


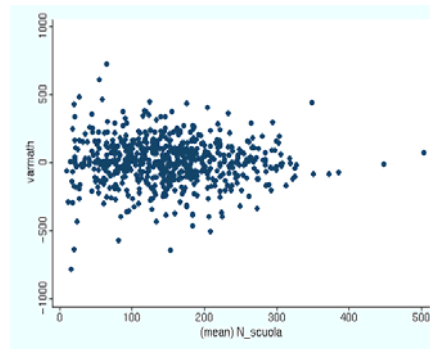
Figura 7: Correlazione tra “gain” (ordinata) e numero medio di studenti per scuola testati in I (ascissa), per materia

Italiano



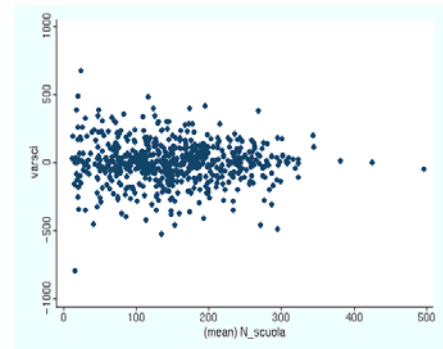
Correlazione tra size e gain (abs.) = -0,205

Matematica



Correlazione tra size e gain (abs.) = -0,118

Scienze



Correlazione tra size e gain (abs.) = -0,145

Figura 8: **Campione finale**, distribuzione del punteggio medio di scuola in I Superiore (scarti dalla media), per materia e area geografica

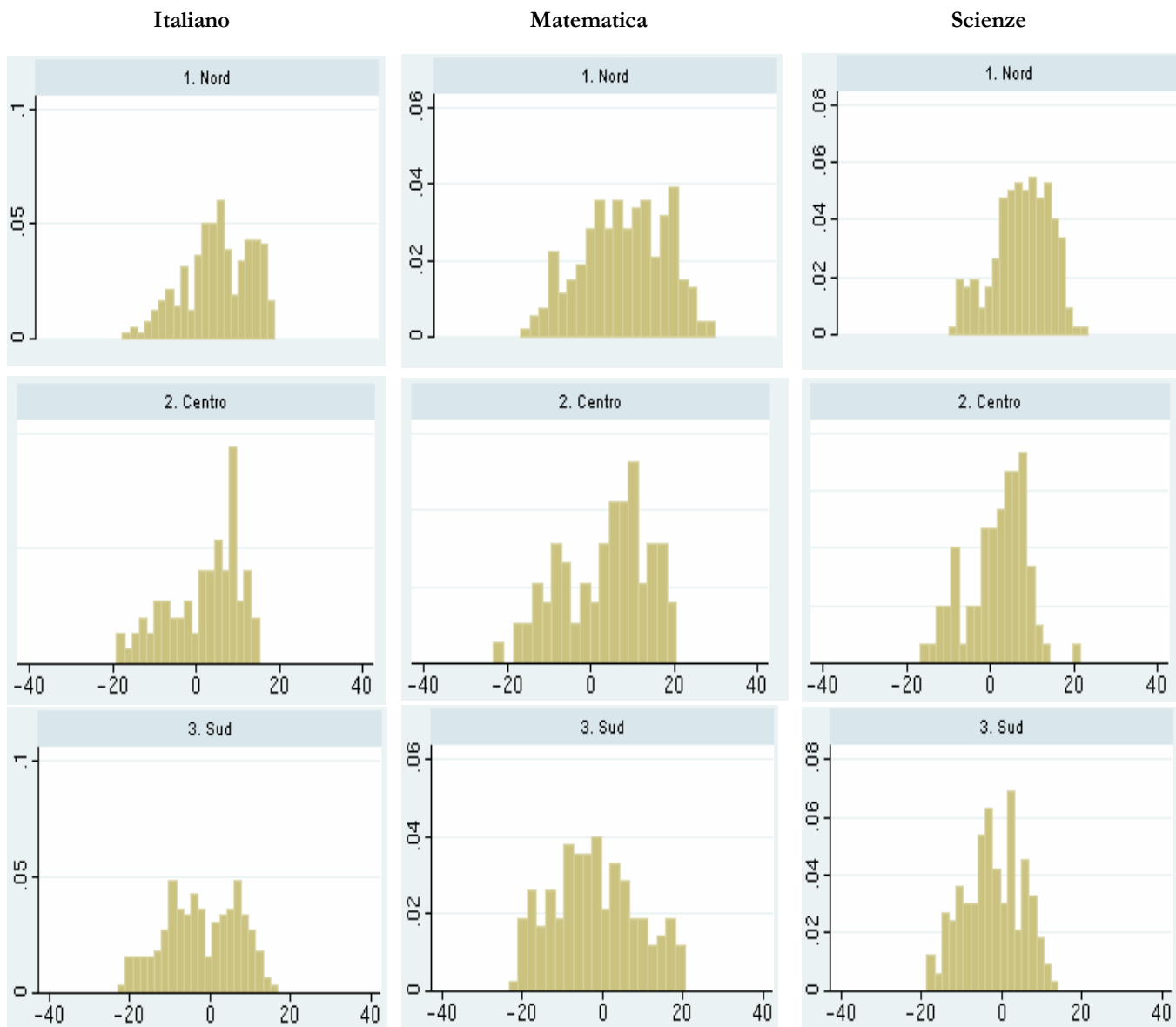


Figura 9: **Campione finale**, distribuzione del punteggio medio di scuola in I Superiore (scarti dalla media), per materia e tipo di scuola

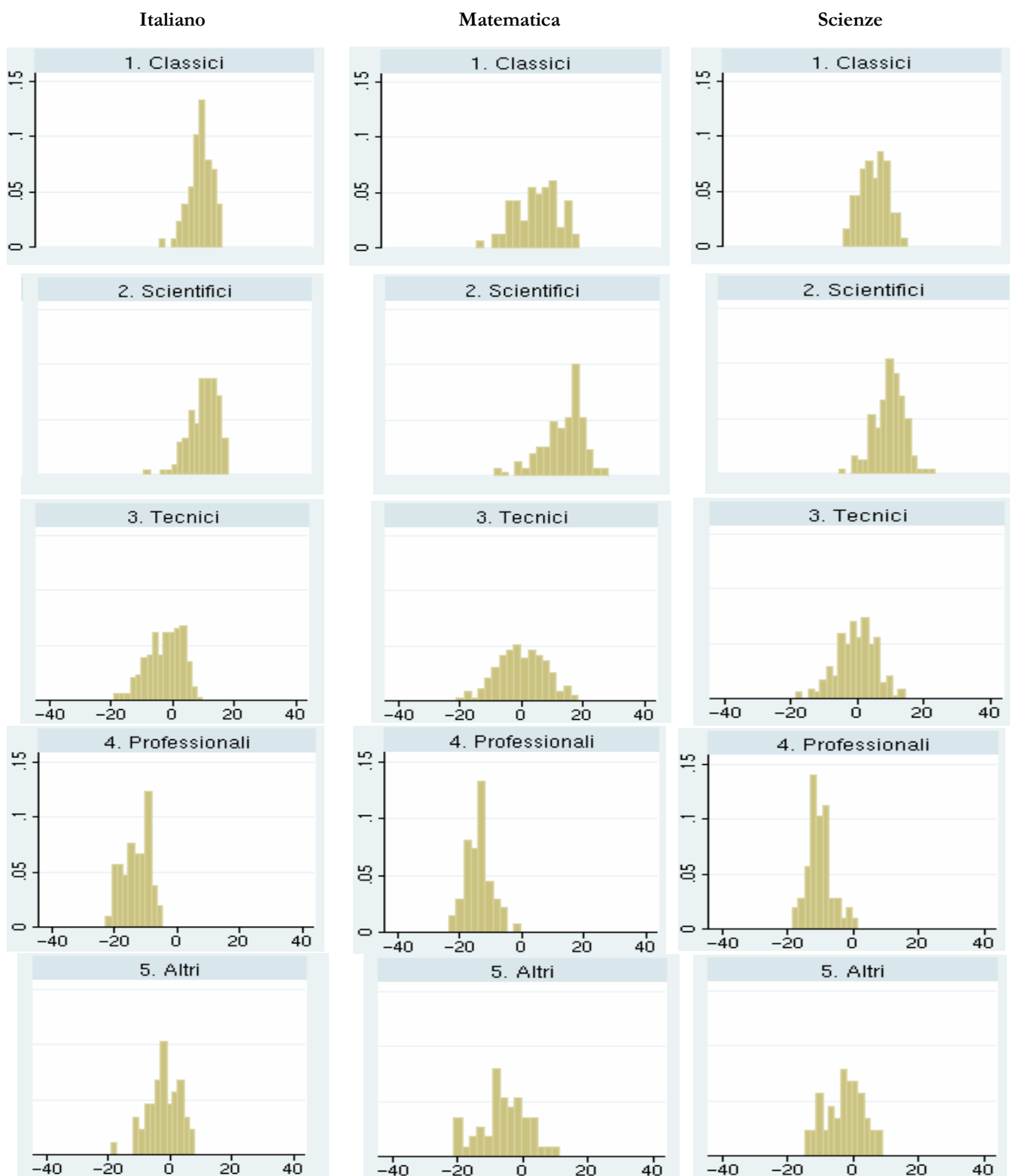


Tavola 6: GAIN delle scuole nel ranking INVALSI, per materia e area geografica (unità e valori percentuali)

AREE	N. scuole che hanno <u>migliorato</u> la propria posizione	%	N. scuole che hanno <u>peggiorato</u> la propria posizione	%	Totale	%	Var. media	Var. mediana
Italiano								
Nord	101	42,8	122	49,2	223	46,1	-9,4	-5
Centro	42	17,8	39	15,7	81	16,7	3,1	3
Mezzogiorno	93	39,4	87	35,1	180	37,2	20,0	8
Italia	236	100,0	248	100,0	484	100,0	-	-
Matematica								
Nord	118	48,2	105	43,9	223	46,1	14,6	11
Centro	38	15,5	43	18,0	81	16,7	-27,5	-14
Mezzogiorno	89	36,3	91	38,1	180	37,2	0,5	7
Italia	245	100,0	239	100,0	484	100,0	-	-
Scienze								
Nord	122	50,4	101	41,7	223	46,1	14,6	12
Centro	42	17,4	39	16,1	81	16,7	-15,7	0
Mezzogiorno	78	32,2	102	42,1	180	37,2	-22,8	-12
Italia	242	100,0	242	100,0	484	100,0	-	-

Fonte: elaborazioni su dati INVALSI. Le variazioni medie sono espresse in termini di posizioni nel ranking.

Tavola 7: GAIN delle scuole nel ranking INVALSI, per materia e indirizzo scolastico (unità e valori percentuali)

AREE	N. scuole che hanno <u>migliorato</u> la propria posizione	%	N. scuole che hanno <u>peggiorato</u> la propria posizione	%	Totale	%	Var. media	Var. mediana
Italiano								
Licei classici	45	19,1	23	9,3	68	14,0	23,1	18
Licei scientifici	54	22,9	78	31,5	132	27,3	-6,1	-10
Istituti tecnici	76	32,2	105	42,3	181	37,4	-10,6	-12
Istituti professionali	33	14,0	26	10,5	59	12,2	20,0	9
Altri istituti (1)	28	11,9	16	6,5	44	9,1	39,0	28
Totale	236	100,0	248	100,0	484	100,0	-	-
Matematica								
Licei classici	34	13,9	34	14,2	68	14,0	-27,1	-5
Licei scientifici	35	14,3	97	40,6	132	27,3	-84,3	-59
Istituti tecnici	98	40,0	83	34,7	181	37,4	29,5	31
Istituti professionali	42	17,1	17	7,1	59	12,2	76,7	47
Altri istituti (1)	36	14,7	8	3,3	44	9,1	96,0	99
Italia	245	100,0	239	100,0	484	100,0	-	-
Scienze								
Licei classici	18	7,4	50	20,7	68	14,0	-95,9	-83
Licei scientifici	55	22,7	77	31,8	132	27,3	-29,1	-14
Istituti tecnici	107	44,2	74	30,6	181	37,4	21,5	26
Istituti professionali	34	14,0	25	10,3	59	12,2	44,8	13
Altri istituti (1)	28	11,6	16	6,6	44	9,1	40,0	31
Italia	242	100,0	242	100,0	484	100,0	-	-

Fonte: elaborazioni su dati INVALSI. Le variazioni medie sono espresse in termini di posizioni nel ranking.
 (1) Magistrali, istituti d'arte, licei artistici.

Tavola 8: Descrizione dei regressori

VARIABILE	DESCRIZIONE	MEDIA	STD. DEV.	Min	Max
ITA_1	punteggio medio di scuola in Italiano alla I Sup., espresso come scarto dalla media complessiva	0,795	8,924	-22,711	16,842
MATH_1	punteggio medio di scuola in Matematica alla I Sup., espresso come scarto dalla media complessiva	1,995	10,938	-23,308	27,438
SCL_1	punteggio medio di scuola in Scienze alla I Sup., espresso come scarto dalla media complessiva	0,981	7,485	-18,464	21,364
ABBANDONI	tasso di abbandono (rapporto iscritti/studenti effettivamente scrutinati; in log)	1,030	0,056	0,766	1,431
PROMO	numero di studenti promossi in rapporto agli iscritti (in log)	0,820	0,125	0,000	1,163
PROMO_SD	numero di studenti promossi "senza debito" in rapporto agli iscritti (in log)	0,481	0,167	0,000	1,163
TURNOVER	(ingressi + uscite) / numero medio docenti	0,348	0,128	0,098	0,828
TUTTEVOL	dummy=1 se la scuola ha partecipato in via del tutto volontaria, 0 altrimenti	0,869	0,338	0,000	1,000

Tavola 9: Correlazioni tra i regressori

	ITA_1	MATH_1	SCL_1	ABBANDONI	PROMO	PROMO_SD	TURNOVER
ITA_1	1,000						
MATH_1	0,888	1,000					
SCL_1	0,892	0,937	1,000				
ABBANDONI	-0,274	-0,269	-0,278	1,000			
PROMO	0,480	0,435	0,394	-0,435	1,000		
PROMO_SD	0,563	0,508	0,457	-0,351	0,867	1,000	
TURNOVER	-0,208	-0,224	-0,204	0,065	-0,092	-0,079	1,000

Tavola 10: Stime di base.

VARIABILI ESPLICATIVE	Gain nel ranking in ITALIANO						Gain nel ranking in MATEMATICA						Gain nel ranking in SCIENZE						
	OLS			2SLS			OLS			2SLS			OLS			2SLS			
	(a)	(b)	(c)	(d)	(e)	(f)	(a)	(b)	(c)	(d)	(e)	(f)	(a)	(b)	(c)	(d)	(e)	(f)	
ita_1			-7,79 <i>(0,95)</i>	-0,31 <i>(0,04)</i>	-0,17 <i>(0,05)</i>	-0,17 <i>(0,05)</i>													
math_1									-6,68 <i>(1,11)</i>	-0,34 <i>(0,05)</i>	-0,34 <i>(0,06)</i>	-0,34 <i>(0,06)</i>							
sci_1															-10,15 <i>(1,39)</i>	-0,34 <i>(0,04)</i>	-0,30 <i>(0,5)</i>	0,30 <i>(0,05)</i>	
licei classici (1)	-0,17 <i>(15,58)</i>	8,87 <i>(19,10)</i>	166,45 <i>(26,17)</i>	167,13 <i>(25,51)</i>	94,37 <i>(30,34)</i>	93,04 <i>(30,26)</i>	-101,69 <i>(25,98)</i>	-115,31 <i>(32,13)</i>	-10,14 <i>(35,59)</i>	1,28 <i>(35,53)</i>	2,04 <i>(37,12)</i>	-1,85 <i>(37,13)</i>	-134,41 <i>(24,20)</i>	-148,34 <i>(29,67)</i>	-17,38 <i>(33,40)</i>	-16,92 <i>(32,86)</i>	-32,70 <i>(34,60)</i>	-33,83 <i>(34,71)</i>	
licei scientifici (1)	-27,10 <i>(13,74)</i>	-16,80 <i>(17,00)</i>	141,30 <i>(24,91)</i>	141,09 <i>(24,15)</i>	68,50 <i>(29,15)</i>	66,91 <i>(29,06)</i>	-159,13 <i>(22,91)</i>	-175,65 <i>(28,59)</i>	-20,83 <i>(37,73)</i>	-11,62 <i>(37,06)</i>	-10,56 <i>(40,02)</i>	-14,53 <i>(40,02)</i>	-75,49 <i>(21,34)</i>	-85,20 <i>(26,40)</i>	77,97 <i>(33,60)</i>	79,07 <i>(32,90)</i>	59,34 <i>(35,57)</i>	58,15 <i>(35,69)</i>	
istituti tecnici (1)	-30,61 <i>(13,10)</i>	-27,07 <i>(14,27)</i>	44,65 <i>(51,93)</i>	33,76 <i>(15,02)</i>	5,79 <i>(16,42)</i>	4,12 <i>(16,40)</i>	-46,30 <i>(21,86)</i>	-62,47 <i>(23,99)</i>	17,07 <i>(26,66)</i>	24,18 <i>(26,50)</i>	24,75 <i>(27,68)</i>	20,73 <i>(27,74)</i>	-23,48 <i>(20,35)</i>	-30,99 <i>(22,16)</i>	58,92 <i>(24,38)</i>	55,09 <i>(23,75)</i>	44,76 <i>(24,79)</i>	43,48 <i>(24,93)</i>	
artistico, magistr. (1)	23,49 <i>(17,05)</i>	18,38 <i>(18,23)</i>	102,62 <i>(19,88)</i>	91,90 <i>(18,97)</i>	58,10 <i>(20,62)</i>	59,52 <i>(20,71)</i>	27,59 <i>(28,44)</i>	7,84 <i>(30,66)</i>	55,54 <i>(30,62)</i>	58,47 <i>(30,37)</i>	58,79 <i>(30,73)</i>	62,27 <i>(30,73)</i>	3,52 <i>(26,48)</i>	-8,14 <i>(28,31)</i>	68,02 <i>(28,83)</i>	63,40 <i>(28,32)</i>	54,81 <i>(28,94)</i>	56,13 <i>(29,01)</i>	
nord (2)	-11,76 <i>(11,34)</i>	-13,96 <i>(11,54)</i>	12,83 <i>(11,28)</i>	13,07 <i>(11,18)</i>	0,64 <i>(11,68)</i>	0,41 <i>(11,67)</i>	25,42 <i>(18,91)</i>	25,70 <i>(19,41)</i>	51,49 <i>(19,21)</i>	51,33 <i>(19,00)</i>	51,49 <i>(19,15)</i>	50,89 <i>(19,12)</i>	20,50 <i>(17,61)</i>	14,14 <i>(17,92)</i>	45,65 <i>(17,55)</i>	45,56 <i>(17,41)</i>	41,78 <i>(17,62)</i>	41,63 <i>(17,63)</i>	
sud (2)	11,50 <i>(11,69)</i>	13,24 <i>(12,01)</i>	-12,26 <i>(11,66)</i>	-13,78 <i>(11,60)</i>	-1,36 <i>(12,09)</i>	-1,57 <i>(12,09)</i>	9,72 <i>(19,50)</i>	12,75 <i>(20,20)</i>	-15,42 <i>(20,05)</i>	-18,81 <i>(19,95)</i>	-19,02 <i>(20,16)</i>	-19,66 <i>(20,12)</i>	-8,80 <i>(18,16)</i>	-13,92 <i>(18,66)</i>	-46,74 <i>(18,27)</i>	-48,86 <i>(18,20)</i>	-44,67 <i>(18,44)</i>	-44,93 <i>(18,45)</i>	
abbandoni		-160,79 <i>(79,32)</i>	-177,7 <i>(74,26)</i>	-168,47 <i>(73,78)</i>	-164,94 <i>(75,00)</i>	-162,71 <i>(75,00)</i>	-262,77 <i>(133,42)</i>	-293,08 <i>(128,81)</i>	-296,91 <i>(127,93)</i>	-297,14 <i>(127,97)</i>	-291,62 <i>(127,77)</i>		-150,26 <i>(123,19)</i>	-214,51 <i>(117,24)</i>	-198,58 <i>(116,48)</i>	-192,78 <i>(116,65)</i>	-191,02 <i>(116,76)</i>		
promo		-141,64 <i>(74,10)</i>	-171,86 <i>(69,44)</i>	-193,43 <i>(69,17)</i>	-169,62 <i>(70,51)</i>	-171,42 <i>(70,51)</i>	-179,14 <i>(124,63)</i>	-240,76 <i>(120,67)</i>	-248,03 <i>(119,87)</i>	-248,47 <i>(120,04)</i>	-253,44 <i>(119,84)</i>		-123,49 <i>(115,08)</i>	-202,14 <i>(109,74)</i>	-215,09 <i>(109,31)</i>	-204,09 <i>(119,66)</i>	-205,94 <i>(109,76)</i>		
promo_sd		25,92 <i>(59,14)</i>	91,16 <i>(55,90)</i>	113,29 <i>(55,92)</i>	73,12 <i>(57,51)</i>	73,04 <i>(57,48)</i>	87,58 <i>(99,46)</i>	204,96 <i>(97,92)</i>	211,95 <i>(97,16)</i>	212,76 <i>(97,83)</i>	213,09 <i>(97,64)</i>		83,62 <i>(91,84)</i>	183,52 <i>(88,23)</i>	195,68 <i>(87,94)</i>	182,22 <i>(88,50)</i>	182,38 <i>(88,55)</i>		

(segue)

turnover	19,48 (32,98)	-26,63 (31,37)	-29,85 (31,20)	-7,17 (32,10)	-9,01 (32,16)		-74,13 (55,47)	-127,59 (54,25)	-134,18 (53,93)	-134,56 (54,21)	-139,55 (54,18)		-18,34 (51,22)	-62,51 (48,99)	-70,09 (48,83)	-63,88 (49,06)	-65,58 (49,15)	
scuole "volontarie"					12,24 (11,25)						32,06 (19,04)						10,80 (17,37)	
<i>N. obs.</i>	499	483	483	483	483	483	499	483	483	483	483	483	499	483	483	483	483	483
<i>R-sq</i>	0,060	0,072	0,189	0,199	0,172	0,175	0,166	0,170	0,230	0,240	0,240	0,244	0,114	0,114	0,204	0,212	0,211	0,211
<i>Adj. R-sq</i>	0,049	0,052	0,170	0,180	0,153	0,153	0,156	0,153	0,211	0,222	0,222	0,225	0,103	0,095	0,185	0,194	0,192	0,191

(1) Variabile di confronto: istituti professionali. - (2) Variabile di confronto: Centro.

Standard errors tra parentesi. In grassetto i coefficienti significativi almeno al 10 per cento.

(c) Con effetto di convergenza espresso dal punteggio medio in I. **(d)** Con effetto di convergenza espresso dal ranking in I.

(e) – (f) Per ciascuna materia, punteggio medio in I strumentato con il ranking in I nelle altre due materie.

Tavola 11: Heckman sample selection model per la probabilità di essere nel campione finale.

VARIABILI ESPLICATIVE	Gain nel ranking in ITALIANO			Gain nel ranking in MATEMATICA			Gain nel ranking in SCIENZE		
	(a)	(b)	(c)	(a)	(b)	(c)	(a)	(b)	(c)
2. Stage: GAIN									
ita_1 (1)	-0,19 (0,05)	-0,17 (0,05)	-0,17 (0,05)						
math_1 (1)				-0,38 (0,06)	-0,35 (0,06)	-0,35 (0,06)			
sci_1 (1)							-0,35 (0,05)	-0,39 (0,05)	-0,39 (0,05)
licei classici (2)	88,50 (30,06)	81,63 (30,80)	81,59 (30,81)	-26,19 (37,61)	-34,16 (41,55)	-34,20 (41,57)	-67,44 (34,32)	-19,46 (37,64)	-19,12 (37,65)
licei scientifici (2)	62,09 (28,89)	58,56 (28,91)	58,52 (28,92)	-34,18 (40,14)	-36,87 (42,08)	-37,06 (42,10)	28,45 (35,01)	56,40 (36,55)	56,85 (36,55)
istituti tecnici (2)	-0,90 (16,44)	0,73 (16,67)	0,72 (16,67)	7,44 (27,82)	12,50 (28,40)	12,43 (28,41)	21,69 (24,53)	26,56 (24,82)	26,68 (24,83)
artistico e magistrale (2)	54,86 (20,44)	46,43 (22,11)	46,42 (22,11)	44,68 (30,67)	25,92 (34,66)	25,92 (34,66)	39,00 (28,33)	94,54 (31,78)	96,39 (31,79)
nord (3)	-5,43 (11,82)	-7,77 (11,95)	-7,77 (11,95)	35,18 (19,54)	30,40 (19,64)	30,48 (19,64)	20,30 (17,66)	26,51 (17,51)	26,36 (17,53)
sud (3)	-1,80 (11,99)	0,17 (12,27)	0,17 (12,27)	-18,89 (19,94)	-14,79 (20,17)	-14,85 (20,17)	-45,31 (17,95)	-44,84 (17,94)	-44,97 (17,95)
abbandoni	-156,38 (70,08)	-137,20 (75,73)	-137,25 (75,73)	-256,76 (127,17)	-225,70 (128,28)	-225,62 (128,30)	-143,44 (114,00)	-213,31 (113,50)	-213,36 (113,55)
promo	-156,17 (70,08)	-140,62 (71,24)	-140,71 (71,24)	-218,45 (119,08)	-175,10 (120,69)	-175,81 (120,69)	-167,00 (107,01)	-235,16 (106,99)	-233,93 (107,05)
promo_sd	59,79 (57,21)	45,28 (58,29)	45,39 (58,29)	183,13 (97,17)	142,65 (99,44)	143,40 (99,43)	137,56 (86,59)	209,39 (87,24)	207,87 (87,31)
turnover	-0,73 (31,89)	-3,80 (32,40)	-3,78 (32,40)	-116,76 (53,88)	-126,46 (54,18)	-126,40 (54,19)	-38,80 (48,01)	-9,03 (47,69)	-9,46 (47,70)
Mills' ratio	-35,70 (15,51)	-37,23 (15,70)	-37,19 (15,70)	-89,49 (26,62)	-94,02 (26,90)	-93,70 (26,88)	-119,10 (23,89)	-120,97 (23,70)	-120,48 (23,78)
controllo per % maschi ed età media	no	sì	sì	no	sì	sì	no	sì	sì
dati individuali filtrati per sesso ed età	sì	sì	no	sì	sì	no	sì	sì	no
R-sq	0,188	0,185	0,185	0,258	0,265	0,265	0,253	0,281	0,281
Adj. R-sq	0,168	0,161	0,161	0,239	0,243	0,243	0,234	0,260	0,260

(segue)

1. Stage: prob. essere nel campione finale (scuole con più di 75 studenti in I)			
size di scuola	0,535 <i>(0,035)</i>	0,532 <i>(0,035)</i>	0,531 <i>(0,034)</i>
licei classici (2)	0,632 <i>(0,098)</i>	0,637 <i>(0,098)</i>	0,637 <i>(0,098)</i>
licei scientifici (2)	0,580 <i>(0,084)</i>	0,581 <i>(0,084)</i>	0,585 <i>(0,084)</i>
istituti tecnici (2)	0,425 <i>(0,076)</i>	0,426 <i>(0,076)</i>	0,431 <i>(0,076)</i>
artistico e magistrale (2)	0,284 <i>(0,103)</i>	0,283 <i>(0,103)</i>	0,285 <i>(0,103)</i>
dummy regionali	sì	sì	sì
<i>N. obs (Censored obs)</i>	484 <i>(5.786)</i>	484 <i>(5.786)</i>	484 <i>(5.786)</i>
<i>Wald chi²</i>	118,95	144,88	153,30
<i>Prob > chi²</i>	0,000	0,000	0,000

(1) Variabile strumentata con le altre due materie in I. - (2) Variabile di confronto: istituti professionali. - (3) Variabile di confronto: Centro. Standard errors tra parentesi. In grassetto i coefficienti significativi almeno al 10 per cento.

Tavola 12: Heckman sample selection model per la probabilità di essere nel campione finale.

VARIABILI ESPLICATIVE	Gain in termini di scarto dalla media in ITALIANO			Gain in termini di scarto dalla media in MATEMATICA			Gain in termini di scarto dalla media in SCIENZE		
	(a)	(b)	(c)	(a)	(b)	(c)	(a)	(b)	(c)
2. Stage: GAIN									
ita_1 (1)	-0,0007 (0,0005)	-0,0005 (0,0005)	-0,0006 (0,0005)						
math_1 (1)				-0,0045 (0,0005)	-0,0042 (0,0005)	-0,0042 (0,0005)			
sci_1 (1)							-0,0031 (0,0005)	-0,0035 (0,0005)	-0,0035 (0,0005)
licei classici (2)	0,0338 (0,0143)	0,0328 (0,0145)	0,0348 (0,0144)	-0,0138 (0,0146)	-0,0169 (0,0161)	-0,0171 (0,0161)	-0,0285 (0,0114)	-0,0114 (0,0124)	-0,0119 (0,0125)
licei scientifici (2)	0,0194 (0,0138)	0,0191 (0,0137)	0,0217 (0,0136)	-0,0178 (0,0159)	-0,0190 (0,0167)	-0,0189 (0,0166)	0,0034 (0,0117)	0,0139 (0,0121)	0,0133 (0,0122)
istituti tecnici (2)	-0,0186 (0,0081)	-0,0176 (0,0081)	-0,0191 (0,0081)	-0,0012 (0,0108)	0,0008 (0,0110)	-0,0004 (0,0110)	-0,0006 (0,0082)	0,0020 (0,0083)	0,0006 (0,0083)
artistico e magistrale (2)	0,0054 (0,0100)	0,0031 (0,0106)	0,0072 (0,0105)	0,0122 (0,0119)	0,0045 (0,0135)	0,0050 (0,0135)	0,0048 (0,0094)	0,0238 (0,0105)	0,0236 (0,0106)
nord (3)	-0,0012 (0,0054)	-0,0022 (0,0054)	-0,0026 (0,0054)	0,0094 (0,0076)	0,0073 (0,0076)	0,0069 (0,0076)	0,0034 (0,0058)	0,0053 (0,0057)	0,0050 (0,0058)
sud (3)	-0,0009 (0,0054)	0,0002 (0,0056)	-0,0016 (0,0055)	-0,011 (0,0077)	-0,0093 (0,0078)	-0,0105 (0,0078)	-0,0142 (0,0058)	-0,0136 (0,0058)	-0,0147 (0,0059)
abbandoni	-0,0455 (0,0342)	-0,0424 (0,0347)	-0,0348 (0,0343)	-0,0898 (0,0496)	-0,0772 (0,0500)	-0,0767 (0,0498)	-0,0476 (0,0375)	-0,0709 (0,0373)	-0,0708 (0,0376)
promo	-0,0728 (0,0320)	-0,0670 (0,0325)	-0,0610 (0,0321)	-0,0928 (0,0464)	-0,0751 (0,0470)	-0,0735 (0,0469)	-0,0402 (0,0351)	-0,0609 (0,0350)	-0,0592 (0,0353)
promo_sd	0,0277 (0,0259)	0,0230 (0,0264)	0,0179 (0,0262)	0,0690 (0,0379)	0,0523 (0,0388)	0,0505 (0,0387)	0,0371 (0,0284)	0,0597 (0,0285)	0,0582 (0,0287)

(segue)

turnover	0,0024 (0,0146)	0,0017 (0,0148)	0,0020 (0,0146)	-0,0452 (0,0210)	-0,0493 (0,0211)	-0,0469 (0,0210)	-0,0130 (0,0157)	-0,0029 (0,0156)	-0,0034 (0,0157)
Mills' ratio	-0,0178 -0,0071	-0,0188 (0,0072)	-0,0212 (0,0071)	-0,0328 (0,0104)	-0,0344 (0,0105)	-0,0353 (0,0105)	-0,0376 (0,0079)	-0,0387 (0,0078)	-0,0390 (0,0079)
controllo per % maschi ed età media	no	si	si	no	si	si	no	si	si
dati individuali filtrati per sesso ed età	si	si	no	si	si	no	si	si	no
R-sq	0,213	0,210	0,210	0,428	0,435	0,435	0,226	0,255	0,255
Adj. R-sq	0,193	0,186	0,186	0,414	0,418	0,418	0,206	0,233	0,233

1. Stage: prob. essere nel campione finale (scuole con più di 75 studenti in I)

size di scuola	0,535 (0,035)	0,532 (0,035)	0,531 (0,034)
licei classici (2)	0,632 (0,098)	0,637 (0,098)	0,637 (0,098)
licei scientifici (2)	0,580 (0,084)	0,581 (0,084)	0,585 (0,084)
istituti tecnici (2)	0,425 (0,076)	0,426 (0,076)	0,431 (0,076)
artistico e magistrale (2)	0,284 (0,103)	0,283 (0,103)	0,285 (0,103)
dummy regionali	si	si	si
N. obs (Censored obs)	484 (5.786)	484 (5.786)	484 (5.786)
Wald chi ²	118,95	144,88	153,30
Prob > chi ²	0,000	0,000	0,000

(1) Variabile strumentata con le altre due materie in I. - (2) Variabile di confronto: istituti professionali. - (3) Variabile di confronto: Centro.
Standard errors tra parentesi. In grassetto i coefficienti significativi almeno al 10 per cento.

Tavola 13: Heckman probit sample selection model per la probabilità di essere nel campione finale.

VARIABILI ESPLICATIVE	Prob. di guadagnare almeno 30 posizioni in ITALIANO	Prob. di perdere almeno 30 posizioni in ITALIANO	Prob. di guadagnare almeno 30 posizioni in MATEMATICA	Prob. di perdere almeno 30 posizioni in MATEMATICA	Prob. di guadagnare almeno 30 posizioni in SCIENZE	Prob. di perdere almeno 30 posizioni in SCIENZE
2. Stage: GAIN						
ita_1 (1)	-0,003 (0,001)	0,002 (0,001)				
math_1 (1)			-0,002 (0,001)	0,003 (0,001)		
sci_1 (1)					-0,002 (0,001)	0,002 (0,001)
licei classici (2)	1,853 (0,513)	-1,000 (0,533)	0,152 (0,360)	0,140 (0,384)	0,038 (0,376)	1,559 (0,409)
licei scientifici (2)	1,450 (0,487)	0,578 (0,505)	-0,332 (0,391)	0,230 (0,407)	0,459 (0,382)	0,715 (0,418)
istituti tecnici (2)	0,600 (0,270)	0,390 (0,293)	0,349 (0,265)	0,188 (0,295)	0,506 (0,263)	0,823 (0,329)
artistico e magistrale (2)	1,159 (0,336)	-0,227 (0,365)	0,821 (0,300)	-0,616 (0,369)	0,586 (0,301)	0,629 (0,367)
nord (3)	-0,069 (0,193)	0,224 (0,197)	-0,052 (0,189)	-0,143 (0,189)	0,121 (0,187)	0,018 (0,196)
sud (3)	-0,129 (0,193)	0,180 (0,204)	-0,439 (0,193)	0,297 (0,194)	-0,429 (0,196)	0,436 (0,200)
abbandoni	-1,664 (1,219)	1,730 (1,285)	-3,411 (1,279)	1,189 (1,323)	-2,470 (1,238)	0,440 (1,353)
promo	-1,031 (1,148)	0,033 (1,195)	-0,667 (1,172)	2,100 (1,203)	-0,302 (1,159)	0,972 (1,201)
promo_sd	-0,033 (0,936)	1,015 (0,951)	1,022 (0,972)	-1,801 (0,978)	-0,531 (0,943)	-0,661 (0,967)
turnover	0,228 (0,523)	-0,375 (0,528)	0,662 (0,522)	-0,470 (0,537)	-0,724 (0,521)	0,068 (0,533)
Mills' ratio	-0,002 (0,257)	0,487 (0,261)	-0,346 (0,256)	0,595 (0,258)	-0,693 (0,266)	1,023 (0,269)
Wald χ^2	28,53	37,31	94,46	81,21	54,19	69,48
Prob > χ^2	0,0046	0,0002	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000

(segue)

1. Stage: prob. essere nel campione finale (scuole con più di 75 studenti in I)

size di scuola	0,535 <i>(0,035)</i>	0,532 <i>(0,035)</i>	0,531 <i>(0,034)</i>
licei classici (2)	0,632 <i>(0,098)</i>	0,637 <i>(0,098)</i>	0,637 <i>(0,098)</i>
licei scientifici (2)	0,580 <i>(0,084)</i>	0,581 <i>(0,084)</i>	0,585 <i>(0,084)</i>
istituti tecnici (2)	0,425 <i>(0,076)</i>	0,426 <i>(0,076)</i>	0,431 <i>(0,076)</i>
artistico e magistrale (2)	0,284 <i>(0,103)</i>	0,283 <i>(0,103)</i>	0,285 <i>(0,103)</i>
dummy regionali	sì	sì	sì
<i>N. obs (Censored obs)</i>	<i>484 (5.786)</i>	<i>484 (5.786)</i>	<i>484 (5.786)</i>
<i>Wald chi²</i>	<i>118,95</i>	<i>148,88</i>	<i>153,30</i>
<i>Prob > chi²</i>	<i>0,000</i>	<i>0,000</i>	<i>0,000</i>

(1) Variabile strumentata con le altre due materie in I. – (2) Variabile di confronto: istituti professionali. - (3) Variabile di confronto: Centro.
Dati individuali preliminarmente filtrati per sesso ed età.

Standard errors tra parentesi. In grassetto i coefficienti significativi almeno al 10 per cento.

Tavola 14: Heckman ordered-probit sample selection model per la probabilità di essere nel campione finale.

VARIABILI ESPLICATIVE	Prob. di guadagnare posizioni (ordered probit) in ITALIANO	Prob. di guadagnare posizioni (ordered probit) in MATEMATICA	Prob. di guadagnare posizioni (ordered probit) in SCIENZE
2. Stage: GAIN			
ita_1 (1)	-0,004 <i>(0,001)</i>		
math_1 (1)		-0,002 <i>(0,000)</i>	
sci_1 (1)			-0,003 <i>(0,000)</i>
licei classici (2)	2,135 <i>(0,374)</i>	-0,127 <i>(0,316)</i>	-0,428 <i>(0,310)</i>
licei scientifici (2)	1,703 <i>(0,351)</i>	-0,442 <i>(0,328)</i>	0,316 <i>(0,307)</i>
istituti tecnici (2)	0,387 <i>(0,212)</i>	0,003 <i>(0,236)</i>	0,169 <i>(0,218)</i>
artistico e magistrale (2)	1,089 <i>(0,266)</i>	0,653 <i>(0,285)</i>	0,312 <i>(0,258)</i>
nord (3)	-0,004 <i>(0,160)</i>	0,069 <i>(0,170)</i>	0,085 <i>(0,164)</i>
sud (3)	-0,283 <i>(0,160)</i>	-0,343 <i>(0,174)</i>	-0,464 <i>(0,167)</i>
abbandoni	-1,658 <i>(1,037)</i>	-2,656 <i>(1,106)</i>	-1,350 <i>(1,068)</i>
promo	-1,017 <i>(0,969)</i>	-1,547 <i>(1,073)</i>	-0,748 <i>(1,000)</i>
promo_sd	0,140 <i>(0,783)</i>	1,468 <i>(0,880)</i>	0,242 <i>(0,818)</i>
turnover	0,071 <i>(0,435)</i>	0,541 <i>(0,479)</i>	-0,428 <i>(0,449)</i>
Mills' ratio	-0,384 <i>(0,213)</i>	-0,508 <i>(0,230)</i>	-0,978 <i>(0,232)</i>
LR χ^2	82,38	119,58	104,83
Prob > χ^2	0,0000	0,0000	0,0000 <i>(segue)</i>

1. Stage: prob. essere nel campione finale (scuole con più di 75 studenti in I)

size di scuola	0,535 <i>(0,035)</i>	0,532 <i>(0,035)</i>	0,531 <i>(0,034)</i>
licei classici (2)	0,6332 <i>(0,098)</i>	0,637 <i>(0,098)</i>	0,637 <i>(0,098)</i>
licei scientifici (2)	0,580 <i>(0,084)</i>	0,581 <i>(0,084)</i>	0,585 <i>(0,084)</i>
istituti tecnici (2)	0,425 <i>(0,076)</i>	0,426 <i>(0,076)</i>	0,431 <i>(0,076)</i>
artistico e magistrale (2)	0,284 <i>(0,103)</i>	0,283 <i>(0,103)</i>	0,285 <i>(0,103)</i>
dummy regionali	si	si	si
<i>N. obs (Censored obs)</i>	484 (5.786)	484 (5.786)	484 (5.786)
<i>Wald chi²</i>	118,95	148,88	153,30
<i>Prob > chi²</i>	0,000	0,000	0,000

(1) Effetto di convergenza espresso dal ranking in I nella stessa materia.

(2) Variabile di confronto: istituti professionali. - (3) Variabile di confronto: Centro.

Dati individuali preliminarmente filtrati per sesso ed età.

Standard errors tra parentesi. In grassetto i coefficienti significativi almeno al 10 per cento.

Bibliografia

- Ballou D. (2009), *Test Scaling and Value-Added Measurement*, Education Finance and Policy, vol. 4, n. 4, pp. 351-383.
- Barbieri G., Cipollone P. e Sestito P. (2008), *Labour Market for Teachers: Demographic Characteristics and Allocative Mechanisms*, Banca d'Italia, Tema di discussione n. 672, giugno 2008.
- Barbieri G., Rossetti C. e Sestito P. (2010), *The Determinants of Teachers' Mobility. Evidence from a Panel of Italian Teachers*, mimeo.
- Booker K., Gilpatric S.M., Gronberg T. e Jansen D. (2008), *The Effect of Charter Schools on Traditional Public School Students in Texas: Are Children Who Stay Behind Left Behind?*, Journal of Urban Economics n. 64, pp. 123-145.
- Bratti M., Checchi D. e Filippin A. (2007), *Territorial Differences in Italian Students' Mathematical Competencies: Evidence from PISA 2003*, Giornale degli Economisti e Annali di Economia, vol. 66, n. 3, pp. 299-335.
- Brown G., Micklewright J., Schnepf S.V. e Waldmann R. (2005), *Cross-National Surveys of Learning Achievement: How Robust Are the Findings?*, IZA Discussion Paper, No. 1652.
- Chester M. (2003), *Multiple Measures and High Stakes Decisions: a Framework for Combining Measures*, Educational Measurement: Issues and Practice n. 22, 2, pp. 32-41.
- Cipollone P., Montanaro P. e Sestito P. (2010), *I divari territoriali nel capitale umano e nella qualità dell'istruzione*, Banca d'Italia, mimeo.
- Coe R. e Fitz-Gibbon C.T. (1998), *School Effectiveness Research: Criticism and Recommendations*, Oxford Review of Education n. 24, 4, pp. 421-438.
- Cowley P. e Easton S. (2004), *Report Card on British Columbia's Secondary Schools: 2004 Edition*, The Fraser Institute, Vancouver, Canada.
- Cuhna F. e Heckman J. (2007), *The Technology of Skill Formation*, American Economic Review, vol.97, n. 3, pp. 31-47.
- Falzetti P., Plazzi G. e Vidoni D., (2009), *Le rilevazioni nazionali condotte dall'INVALSI: questioni da risolvere e necessità di un protocollo per la correzione dei dati*, mimeo.
- Fuchs T. e Woessmann L., (2004), *What Accounts for International Differences in Student Performance? A Re-Examination Using PISA Data*, CESIFO Working paper N. 1235.
- Gill B., Hamilton, L., Lockwood, J.R., March, J., Zimmer, R., Hill e D., Posol, S. (2005), *Inspiration, Perspiration, and Time: Operation and Achievement in Edison Schools*, Rand Corporation, Santa Monica, CA.
- Goldstein H. (2001), *Using Pupil Performance Data for Judging Schools and Teachers: Scope and Limitations*, British Educational Research Journal n. 27, 4, pp. 433-442.
- Goldstein H. e Spiegelhalter D.J. (1996), *League Tables and Their Limitations: Statistical Issues in Comparison of Institutional Performance*, Journal of the Royal Statistical Society n. 159, 3, pp. 385-443.
- Goldstein H. e Woodhouse G. (2000), *School Effectiveness Research and Educational Policy*, Oxford Review of Education n. 26, 3-4, pp. 353-363.
- Hyslop D.R. e Imbens G.W. (2000), *Bias from Classical and Other Forms of Measurement Error*, Technical Working Paper no. 257.
- Kane T.J. e Staiger D.O. (2001), *Improving School Accountability Measures*, NBER WP 8156.

- Koedel C. e Betts J. (2010), *Value-Added to What? How a Ceiling in the Testing Instrument Influences Value-Added Estimation*, Education Finance and Policy, vol. 5, n. 1, pp. 54-81.
- Lockwood J.R., Louis T.A. e McCaffrey D.F. (2002), *Uncertainty in Rank Estimation: Implications for Value-Added Modelling Accountability Systems*, Journal of Educational and Behavioural Statistics n. 27, 3, pp. 255-270.
- McCaffrey D.F., Sass T.R., Lockwood J.R. e Mihaly K. (2009), *The Intertemporal Variability of Teacher Effect Estimates*, Education Finance and Policy, vol. 4, n. 4, pp. 572-606.
- McKeown S.B. (2004), *Ranking British Columbia Secondary Schools: a Multilevel Analysis Approach*, University of British Columbia.
- Montanaro P. (2008), *I divari territoriali nella preparazione degli studenti italiani: evidenze dalle indagini nazionali e internazionali*, Banca d'Italia, Questioni di Economia e Finanza, n. 14.
- Morrison H.G. e Cowan P.C. (1996), *The State Schools Book: a Critique of a League Table*, British Educational Research Journal n. 22, 2, pp. 241-250.
- Raudenbush S.W. (2004), *What Are Value-Added Models Estimating and What Does Imply for Statistical Practice?*, Journal of Educational and Behavioural Statistics n. 29, 1, pp. 121-129.
- Raudenbush S.W. e Bryk A.S. (2002), *Hierarchical Linear Models, Applications and Data Analysis Methods*, Thousand Oaks, CA: Sage Publications.
- Reardon S.F. e Raudenbush S.W. (2009), *Assumptions of Value-Added Models for Estimating School Effects*, Education Finance and Policy, vol. 4, n. 4, pp. 492-519.
- Rothstein J. (2009), *Student Sorting and Bias in Value-Added Estimation: Selection on Observables and Unobservables*, Education Finance and Policy, Fall 2009, vol.4, n.4, pp. 537-571.
- Rothstein J. (2010), *Teacher Quality in Education Production: Tracking, Decay and Student Achievement*, Quarterly Journal of Economics, pp. 175-214.
- Sanders W.L. (1998), *Value-Added Assessment*, The School Administrator, 55(11), pp. 24-27.
- Sanders W.L. e Horn S.P. (1994), *The Tennessee Value-Added Assessment System (TVAAAS): Mixed-Model Methodology in Educational Assessment*, Journal of Personnel Evaluation in Education, n. 8, pp. 299-311.
- Sanders W.L., Saxton A.M. e Horn S.P. (1997), *The Tennessee Value-Added Assessment System: A Quantitative, Outcome-Based Approach to Educational Assessment*, in J. Millman (ed.), *Grading Teachers, Grading Schools: Is Student Achievement a Valid Evaluation Measure?* p. 137-162, Thousands Oaks, CA: Corwin Press.
- Schafer W. (2003), *A State Perspective on Multiple Measures in School Accountability*, Educational Measurement: Issues and Practice n. 22, 2, pp. 27-31.
- Tekwe C. D., Carter R. L., Ma C., Algina J., Lucas M. E., Roth J. et al. (2004), *An Empirical Comparison of Statistical Models for Value-Added Assessment of School Performance*, Journal of Educational and Behavioral Statistics, 29(1), 11-36.
- Thomas S. (2001), *Dimensions of Secondary School Effectiveness: Comparative Analyses Across Regions*, School Effectiveness and School Improvement n. 12, 3, pp. 285-322.
- Todd P.E. e Wolpin K.I., (2003), *On the Specification and Estimation of the Production Function for Cognitive Achievement*, Economic Journal, Feb. 2003, pp. F3-F33.
- Zehr M. (2001), *After Long Debate, Indiana Adopts Plan for Ranking Schools*, Education Week n. 21, 7.

ELENCO DEI PIÙ RECENTI “TEMI DI DISCUSSIONE” (*)

- N. 726 – *Low skilled immigration and the expansion of private schools*, di Davide Dottori e I-Ling Shen (Ottobre 2009).
- N. 727 – *Sorting, reputation and entry in a market for experts*, di Enrico Sette (Ottobre 2009).
- N. 728 – *Ricardian selection*, di Andrea Finicelli, Patrizio Pagano e Massimo Sbracia (Ottobre 2009).
- N. 729 – *Trade-revealed TFP*, di Andrea Finicelli, Patrizio Pagano e Massimo Sbracia (Ottobre 2009).
- N. 730 – *The riskiness of corporate bonds*, di Marco Taboga (Ottobre 2009).
- N. 731 – *The interbank market after august 2007: what has changed and why?*, di Paolo Angelini, Andrea Nobili e Maria Cristina Picillo (Ottobre 2009).
- N. 732 – *Tax morale and public spending inefficiency*, di Guglielmo Barone e Sauro Mocetti (Novembre 2009).
- N. 733 – *Dynamic macroeconomic effects of public capital: evidence from regional Italian data*, di Valter Di Giacinto, Giacinto Micucci e Pasqualino Montanaro (Novembre 2009).
- N. 734 – *Networks with decreasing returns to linking*, di Filippo Vergara Caffarelli (Novembre 2009).
- N. 735 – *Mutual guarantee institutions and small business finance*, di Francesco Columba, Leonardo Gambacorta e Paolo Emilio Mistrulli (Novembre 2009).
- N. 736 – *Sacrifice ratio or welfare gain ratio? Disinflation in a DSGE monetary model*, di Guido Ascari e Tiziano Ropele (Gennaio 2010).
- N. 737 – *The pro-competitive effect of imports from China: an analysis of firm-level price data*, di Matteo Bugamelli, Silvia Fabiani e Enrico Sette (Gennaio 2010).
- N. 738 – *External trade and monetary policy in a currency area*, di Martina Cecioni (Gennaio 2010).
- N. 739 – *The use of survey weights in regression analysis*, di Ivan Faiella (Gennaio 2010).
- N. 740 – *Credit and banking in a DSGE model of the euro area*, di Andrea Gerali, Stefano Neri, Luca Sessa e Federico Maria Signoretti (Gennaio 2010).
- N. 741 – *Why do (or did?) banks securitize their loans? Evidence from Italy*, di Massimiliano Affinito e Edoardo Tagliaferri (Gennaio 2010).
- N. 742 – *Outsourcing versus integration at home or abroad*, di Stefano Federico (Febbraio 2010).
- N. 743 – *The effect of the Uruguay round on the intensive and extensive margins of trade*, di Ines Buono e Guy Lalanne (Febbraio 2010).
- N. 744 – *Trade, technical progress and the environment: the role of a unilateral green tax on consumption*, di Daniela Marconi (Febbraio 2010).
- N. 745 – *Too many lawyers? Litigation in Italian civil courts*, di Amanda Carmignani e Silvia Giacomelli (Febbraio 2010).
- N. 746 – *On vector autoregressive modeling in space and time*, di Valter Di Giacinto (Febbraio 2010).

(*) I “Temi” possono essere richiesti a:
Banca d’Italia – Servizio Studi di struttura economica e finanziaria – Divisione Biblioteca e Archivio storico – Via Nazionale, 91 – 00184 Roma – (fax 0039 06 47922059). Essi sono disponibili sul sito Internet www.bancaditalia.it.

2007

- S. SIVIERO e D. TERLIZZESE, *Macroeconomic forecasting: Debunking a few old wives' tales*, Journal of Business Cycle Measurement and Analysis , v. 3, 3, pp. 287-316, **TD No. 395 (febbraio 2001)**.
- S. MAGRI, *Italian households' debt: The participation to the debt market and the size of the loan*, Empirical Economics, v. 33, 3, pp. 401-426, **TD No. 454 (ottobre 2002)**.
- L. CASOLARO. e G. GOBBI, *Information technology and productivity changes in the banking industry*, Economic Notes, Vol. 36, 1, pp. 43-76, **TD No. 489 (marzo 2004)**.
- G. FERRERO, *Monetary policy, learning and the speed of convergence*, Journal of Economic Dynamics and Control, v. 31, 9, pp. 3006-3041, **TD No. 499 (giugno 2004)**.
- M. PAIELLA, *Does wealth affect consumption? Evidence for Italy*, Journal of Macroeconomics, Vol. 29, 1, pp. 189-205, **TD No. 510 (luglio 2004)**.
- F. LIPPI. e S. NERI, *Information variables for monetary policy in a small structural model of the euro area*, Journal of Monetary Economics, Vol. 54, 4, pp. 1256-1270, **TD No. 511 (luglio 2004)**.
- A. ANZUINI e A. LEVY, *Monetary policy shocks in the new EU members: A VAR approach*, Applied Economics, Vol. 39, 9, pp. 1147-1161, **TD No. 514 (luglio 2004)**.
- D. JR. MARCHETTI e F. Nucci, *Pricing behavior and the response of hours to productivity shocks*, Journal of Money Credit and Banking, v. 39, 7, pp. 1587-1611, **TD No. 524 (dicembre 2004)**.
- R. BRONZINI, *FDI Inflows, agglomeration and host country firms' size: Evidence from Italy*, Regional Studies, Vol. 41, 7, pp. 963-978, **TD No. 526 (dicembre 2004)**.
- L. MONTEFORTE, *Aggregation bias in macro models: Does it matter for the euro area?*, Economic Modelling, 24, pp. 236-261, **TD No. 534 (dicembre 2004)**.
- A. NOBILLI, *Assessing the predictive power of financial spreads in the euro area: does parameters instability matter?*, Empirical Economics, Vol. 31, 1, pp. 177-195, **TD No. 544 (febbraio 2005)**.
- A. DALMAZZO e G. DE BLASIO, *Production and consumption externalities of human capital: An empirical study for Italy*, Journal of Population Economics, Journal of Population Economics, Vol. 20, 2, pp. 359-382, **TD No. 554 (giugno 2005)**.
- M. BUGAMELLI e R. TEDESCHI, *Le strategie di prezzo delle imprese esportatrici italiane*, Politica Economica, v. 23, 3, pp. 321-350, **TD No. 563 (novembre 2005)**.
- L. GAMBACORTA e S. IANNOTTI, *Are there asymmetries in the response of bank interest rates to monetary shocks?*, Applied Economics, v. 39, 19, pp. 2503-2517, **TD No. 566 (novembre 2005)**.
- P. ANGELINI e F. LIPPI, *Did prices really soar after the euro cash changeover? Evidence from ATM withdrawals*, International Journal of Central Banking, Vol. 3, 4, pp. 1-22, **TD No. 581 (marzo 2006)**.
- A. LOCARNO, *Imperfect knowledge, adaptive learning and the bias against activist monetary policies*, International Journal of Central Banking, v. 3, 3, pp. 47-85, **TD No. 590 (maggio 2006)**.
- F. LOTTI e J. MARCUCCI, *Revisiting the empirical evidence on firms' money demand*, Journal of Economics and Business, Vol. 59, 1, pp. 51-73, **TD No. 595 (maggio 2006)**.
- P. CIPOLLONE e A. ROSOLIA, *Social interactions in high school: Lessons from an earthquake*, American Economic Review, Vol. 97, 3, pp. 948-965, **TD No. 596 (settembre 2006)**.
- L. DEDOLA e S. NERI, *What does a technology shock do? A VAR analysis with model-based sign restrictions*, Journal of Monetary Economics, Vol. 54, 2, pp. 512-549, **TD No. 607 (dicembre 2006)**.
- F. VERGARA CAFFARELLI, *Merge and compete: strategic incentives for vertical integration*, Rivista di politica economica, v. 97, 9-10, serie 3, pp. 203-243, **TD No. 608 (dicembre 2006)**.
- A. BRANDOLINI, *Measurement of income distribution in supranational entities: The case of the European Union*, in S. P. Jenkins e J. Micklewright (eds.), Inequality and Poverty Re-examined, Oxford, Oxford University Press, **TD No. 623 (aprile 2007)**.
- M. PAIELLA, *The foregone gains of incomplete portfolios*, Review of Financial Studies, Vol. 20, 5, pp. 1623-1646, **TD No. 625 (aprile 2007)**.
- K. BEHRENS, A. R. LAMORGESE, G.I.P. OTTAVIANO e T. TABUCHI, *Changes in transport and non transport costs: local vs. global impacts in a spatial network*, Regional Science and Urban Economics, Vol. 37, 6, pp. 625-648, **TD No. 628 (aprile 2007)**.

- M. BUGAMELLI, *Prezzi delle esportazioni, qualità dei prodotti e caratteristiche di impresa: analisi su un campione di imprese italiane*, *Economia e Politica Industriale*, v. 34, 3, pp. 71-103, **TD No. 634 (giugno 2007)**.
- G. ASCARI e T. ROPELE, *Optimal monetary policy under low trend inflation*, *Journal of Monetary Economics*, v. 54, 8, pp. 2568-2583, **TD No. 647 (novembre 2007)**.
- R. GIORDANO, S. MOMIGLIANO, S. NERI e R. PEROTTI, *The Effects of Fiscal Policy in Italy: Evidence from a VAR Model*, *European Journal of Political Economy*, Vol. 23, 3, pp. 707-733, **TD No. 656 (gennaio 2008)**.
- B. ROFFIA e A. ZAGHINI, *Excess money growth and inflation dynamics*, *International Finance*, v. 10, 3, pp. 241-280, **TD No. 657 (gennaio 2008)**.
- G. BARBIERI, P. CIPOLLONE and P. SESTITO, *Labour market for teachers: demographic characteristics and allocative mechanisms*, *Giornale degli economisti e annali di economia*, v. 66, 3, pp. 335-373, **TD No. 672 (giugno 2008)**.
- E. BREDA, R. CAPPARIELLO e R. ZIZZA, *Vertical specialisation in Europe: evidence from the import content of exports*, *Rivista di politica economica*, v. 97, 3, pp. 189, **TD No. 682 (agosto 2008)**.

2008

- P. ANGELINI, *Liquidity and announcement effects in the euro area*, *Giornale degli Economisti e Annali di Economia*, v. 67, 1, pp. 1-20, **TD No. 451 (ottobre 2002)**.
- P. ANGELINI, P. DEL GIOVANE, S. SIVIERO e D. TERLIZZESE, *Monetary policy in a monetary union: What role for regional information?*, *International Journal of Central Banking*, v. 4, 3, pp. 1-28, **TD No. 457 (dicembre 2002)**.
- L. GUISO e M. PAIELLA, *Risk aversion, wealth and background risk*, *Journal of the European Economic Association*, v. 6, 6, pp. 1109-1150, **TD No. 483 (settembre 2003)**.
- F. SCHIVARDI e R. TORRINI, *Identifying the effects of firing restrictions through size-contingent Differences in regulation*, *Labour Economics*, v. 15, 3, pp. 482-511, **TD No. 504 (giugno 2004)**.
- C. BIANCOTTI, G. D'ALESSIO e A. NERI, *Measurement errors in the Bank of Italy's survey of household income and wealth*, *Review of Income and Wealth*, v. 54, 3, pp. 466-493, **TD No. 520 (ottobre 2004)**.
- S. MOMIGLIANO, J. HENRY e P. HERNÁNDEZ DE COS, *The impact of government budget on prices: Evidence from macroeconomic models*, *Journal of Policy Modelling*, v. 30, 1, pp. 123-143 **TD No. 523 (ottobre 2004)**.
- L. GAMBACORTA, *How do banks set interest rates?*, *European Economic Review*, v. 52, 5, pp. 792-819, **TD No. 542 (febbraio 2005)**.
- P. ANGELINI e A. GENERALE, *On the evolution of firm size distributions*, *American Economic Review*, v. 98, 1, pp. 426-438, **TD No. 549 (giugno 2005)**.
- R. FELICI e M. PAGNINI, *Distance, bank heterogeneity and entry in local banking markets*, *The Journal of Industrial Economics*, v. 56, 3, pp. 500-534, **No. 557 (giugno 2005)**.
- S. DI ADDARIO e E. PATACCHINI, *Wages and the city. Evidence from Italy*, v.15, 5, pp. 1040-1061, *Labour Economics*, **TD No. 570 (gennaio 2006)**.
- M. PERICOLI e M. TABOGA, *Canonical term-structure models with observable factors and the dynamics of bond risk premia*, *Journal of Money, Credit and Banking*, v. 40, 7, pp. 1471-88, **TD No. 580 (febbraio 2006)**.
- E. VIVIANO, *Entry regulations and labour market outcomes. Evidence from the Italian retail trade sector.*, *Labour Economics*, v. 15, 6, pp. 1200-1222, **TD No. 594 (maggio 2006)**.
- S. FEDERICO e G. A. MINERVA, *Outward FDI and local employment growth in Italy*, *Review of World Economics*, v. 144, 2, pp. 295-324, **TD No. 613 (febbraio 2007)**.
- F. BUSETTI e A. HARVEY, *Testing for trend*, *Econometric Theory*, v. 24, 1, pp. 72-87, **TD No. 614 (febbraio 2007)**.
- V. CESTARI, P. DEL GIOVANE and C. ROSSI-ARNAUD, *Memory for prices and the Euro cash changeover: an analysis for cinema prices in Italy*, In P. Del Giovane e R. Sabbatini (eds.), *The Euro Inflation and Consumers' Perceptions. Lessons from Italy*, Berlin-Heidelberg, Springer, **TD No. 619 (febbraio 2007)**.

- B. H. HALL, F. LOTTI e J. MAIRESSE, *Employment, innovation and productivity: evidence from Italian manufacturing microdata*, *Industrial and Corporate Change*, v. 17, 4, pp. 813-839, **TD No. 622 (aprile 2007)**.
- J. SOUSA e A. ZAGHINI, *Monetary policy shocks in the Euro Area and global liquidity spillovers*, *International Journal of Finance and Economics*, v.13, 3, pp. 205-218, **TD No. 629 (giugno 2007)**.
- M. DEL GATTO, GIANMARCO I. P. OTTAVIANO e M. PAGNINI, *Openness to trade and industry cost dispersion: Evidence from a panel of Italian firms*, *Journal of Regional Science*, v. 48, 1, pp. 97-129, **TD No. 635 (giugno 2007)**.
- P. DEL GIOVANE, S. FABIANI e R. SABATINI, *What's behind "inflation perceptions"? A survey-based analysis of Italian consumers*, in P. Del Giovane e R. Sabbatini (eds.), *The Euro Inflation and Consumers' Perceptions. Lessons from Italy*, Berlin-Heidelberg, Springer, **TD No. 655 (gennaio 2008)**.
- R. BRONZINI, G. DE BLASIO, G. PELLEGRINI e A. SCOGNAMIGLIO, *La valutazione del credito d'imposta per gli investimenti*, *Rivista di politica economica*, v. 98, 4, pp. 79-112, **TD No. 661 (aprile 2008)**.
- B. BORTOLOTTI, e P. PINOTTI, *Delayed privatization*, *Public Choice*, v. 136, 3-4, pp. 331-351, **TD No. 663 (aprile 2008)**.
- R. BONCI e F. COLUMBA, *Monetary policy effects: New evidence from the Italian flow of funds*, *Applied Economics*, v. 40, 21, pp. 2803-2818, **TD No. 678 (giugno 2008)**.
- M. CUCCULELLI, e G. MICUCCI, *Family Succession and firm performance: evidence from Italian family firms*, *Journal of Corporate Finance*, v. 14, 1, pp. 17-31, **TD No. 680 (giugno 2008)**.
- A. SILVESTRINI e D. VEREDAS, *Temporal aggregation of univariate and multivariate time series models: a survey*, *Journal of Economic Surveys*, v. 22, 3, pp. 458-497, **TD No. 685 (agosto 2008)**.

2009

- F. PANETTA, F. SCHIVARDI e M. SHUM, *Do mergers improve information? Evidence from the loan market*, *Journal of Money, Credit, and Banking*, v. 41, 4, pp. 673-709, **TD No. 521 (ottobre 2004)**.
- M. BUGAMELLI e F. PATERNÒ, *Do workers' remittances reduce the probability of current account reversals?*, *World Development*, v. 37, 12, pp. 1821-1838, **TD No. 573 (gennaio 2006)**.
- P. PAGANO e M. PISANI, *Risk-adjusted forecasts of oil prices*, *The B.E. Journal of Macroeconomics*, v. 9, 1, Article 24, **TD No. 585 (marzo 2006)**.
- M. PERICOLI e M. SBRACIA, *The CAPM and the risk appetite index: theoretical differences, empirical similarities, and implementation problems*, *International Finance*, v. 12, 2, pp. 123-150, **TD No. 586 (marzo 2006)**.
- U. ALBERTAZZI e L. GAMBACORTA, *Bank profitability and the business cycle*, *Journal of Financial Stability*, v. 18, 2, pp. 181-204, **TD No. 601 (settembre 2006)**.
- S. MAGRI, *The financing of small innovative firms: the Italian case*, *Economics of Innovation and New Technology*, v. 18, 2, pp. 181-204, **TD No. 640 (settembre 2007)**.
- S. MAGRI, *The financing of small entrepreneurs in Italy*, *Annals of Finance*, v. 5, 3-4, pp. 397-419, **TD No. 640 (settembre 2007)**.
- V. DI GIACINTO e G. MICUCCI, *The producer service sector in Italy: long-term growth and its local determinants*, *Spatial Economic Analysis*, Vol. 4, No. 4, pp. 391-425, **TD No. 643 (settembre 2007)**.
- F. LORENZO, L. MONTEFORTE e L. SESSA, *The general equilibrium effects of fiscal policy: estimates for the euro area*, *Journal of Public Economics*, v. 93, 3-4, pp. 559-585, **TD No. 652 (novembre 2007)**.
- R. GOLINELLI e S. MOMIGLIANO, *The Cyclical Reaction of Fiscal Policies in the Euro Area. A Critical Survey of Empirical Research*, *Fiscal Studies*, v. 30, 1, pp. 39-72, **TD No. 654 (gennaio 2008)**.
- P. DEL GIOVANE, S. FABIANI e R. SABATINI, *What's behind "Inflation Perceptions"? A survey-based analysis of Italian consumers*, *Giornale degli Economisti e Annali di Economia*, v. 68, 1, pp. 25-52, **TD No. 655 (gennaio 2008)**.
- F. MACCHERONI, M. MARINACCI, A. RUSTICHINI e M. TABOGA, *Portfolio selection with monotone mean-variance preferences*, *Mathematical Finance*, v. 19, 3, pp. 487-521, **TD No. 664 (aprile 2008)**.
- M. AFFINITO e M. PIAZZA, *What are borders made of? An analysis of barriers to European banking integration*, in P. Alessandrini, M. Fratianni and A. Zazzaro (eds.): *The Changing Geography of*

- Banking and Finance, Dordrecht Heidelberg London New York, Springer, **TD No. 666 (aprile 2008)**.
- G. FERRERO e A. NOBILI, *Futures contract rates as monetary policy forecasts*, International Journal of Central Banking, v. 5, 2, pp. 109-145, **TD No. 681 (giugno 2008)**.
- L. ARCIERO, C. BIANCOTTI, L. D'AURIZIO e C. IMPENNA, *Exploring agent-based methods for the analysis of payment systems: A crisis model for StarLogo TNG*, Journal of Artificial Societies and Social Simulation, v. 12, 1, **TD No. 686 (agosto 2008)**.
- A. CALZA e A. ZAGHINI, *Nonlinearities in the dynamics of the euro area demand for M1*, Macroeconomic Dynamics, v. 13, 1, pp. 1-19, **TD No. 690 (settembre 2008)**.
- L. FRANCESCO e A. SECCHI, *Technological change and the households' demand for currency*, Journal of Monetary Economics, v. 56, 2, pp. 222-230, **TD No. 697 (dicembre 2008)**.
- G. ASCARI e T. ROPELE, *Trend inflation, taylor principle, and indeterminacy*, Journal of Money, Credit and Banking, v. 41, 8, pp. 1557-1584, **TD No. 708 (maggio 2007)**.
- S. COLAROSSO e A. ZAGHINI, *Gradualism, transparency and the improved operational framework: a look at overnight volatility transmission*, International Finance, v. 12, 2, pp. 151-170, **TD No. 710 (maggio 2009)**.
- M. BUGAMELLI, F. SCHIVARDI and R. ZIZZA, *The euro and firm restructuring*, in A. Alesina e F. Giavazzi (eds): Europe and the Euro, Chicago, University of Chicago Press, **TD No. 716 (giugno 2009)**.
- B. HALL, F. LOTTI e J. MAIRESSE, *Innovation and productivity in SMEs: empirical evidence for Italy*, Small Business Economics, v. 33, 1, pp. 13-33, **TD No. 718 (giugno 2009)**.

2010

- S. MAGRI, *Debt maturity choice of nonpublic Italian firms*, Journal of Money, Credit, and Banking, v.42, 2-3, pp. 443-463, **TD No. 574 (gennaio 2006)**.

FORTHCOMING

- L. MONTEFORTE e S. SIVIERO, *The Economic Consequences of Euro Area Modelling Shortcuts*, Applied Economics, **TD No. 458 (dicembre 2002)**.
- M. BUGAMELLI e A. ROSOLIA, *Produttività e concorrenza estera*, Rivista di politica economica, **TD No. 578 (febbraio 2006)**.
- G. DE BLASIO e G. NUZZO, *Historical traditions of civicness and local economic development*, Journal of Regional Science, **TD No. 591 (maggio 2006)**.
- R. BRONZINI e P. PISELLI, *Determinants of long-run regional productivity with geographical spillovers: the role of R&D, human capital and public infrastructure*, Regional Science and Urban Economics, **TD No. 597 (settembre 2006)**.
- E. IOSSA e G. PALUMBO, *Over-optimism and lender liability in the consumer credit market*, Oxford Economic Papers, **TD No. 598 (settembre 2006)**.
- S. NERI e A. NOBILI, *The transmission of US monetary policy to the euro area*, International Finance, **TD No. 606 (dicembre 2006)**.
- G. FERRERO, A. NOBILI e P. PASSIGLIA, *Assessing Excess Liquidity in the Euro Area: The Role of Sectoral Distribution of Money*, Applied Economics, **TD No. 627 (aprile 2007)**.
- A. CIARLONE, P. PISELLI e G. TREBESCHI, *Emerging Markets' Spreads and Global Financial Conditions*, Journal of International Financial Markets, Institutions & Money, **TD No. 637 (giugno 2007)**.
- Y. ALTUNBAS, L. GAMBACORTA e D. MARQUÉS, *Securitisation and the bank lending channel*, European Economic Review, **TD No. 653 (novembre 2007)**.
- M. IACOVIELLO e S. NERI, *Housing market spillovers: evidence from an estimated DSGE model*, American Economic Journal: Macroeconomics, **TD No. 659 (gennaio 2008)**.
- F. BALASSONE, F. MAURA e S. ZOTTERI, *Cyclical asymmetry in fiscal variables in the EU*, Empirica, **TD No. 671 (giugno 2008)**.
- M. BUGAMELLI and F. PATERNÒ, *Output growth volatility and remittances*, Economica, **TD No. 673 (giugno 2008)**.

- F. D'AMURI, O. GIANMARCO I.P. e P. GIOVANNI, *The labor market impact of immigration on the western german labor market in the 1990s*, *European Economic Review*, **TD No. 687 (agosto 2008)**.
- A. ACCETTURO, *Agglomeration and growth: the effects of commuting costs*, *Papers in Regional Science*, **TD No. 688 (settembre 2008)**.
- L. FORNI, A. GERALI e M. PISANI, *Macroeconomic effects of greater competition in the service sector: the case of Italy*, *Macroeconomic Dynamics*, **TD No. 706 (marzo 2009)**.
- Y. ALTUNBAS, L. GAMBACORTA, e D. MARQUÉS-IBÁÑEZ, *Bank risk and monetary policy*, *Journal of Financial Stability*, **TD No. 712 (maggio 2009)**.
- V. DI GIACINTO, G. MICUCCI e P. MONTANARO, *Dynamic macroeconomic effects of public capital: evidence from regional Italian data*, *Giornale degli economisti e annali di economia*, **TD No. 733 (novembre 2009)**.
- F. COLUMBA, L. GAMBACORTA e P. E. MISTRULLI, *Mutual Guarantee institutions and small business finance*, *Journal of Financial Stability*, **TD No. 735 (novembre 2009)**.
- L. FORNI, A. GERALI e M. PISANI, *The macroeconomics of fiscal consolidations in euro area countries*, *Journal of Economic Dynamics and Control*, **TD No. 747 (marzo 2010)**.