

Direttore responsabile: Luciano Benadusi
Autorizzazione n. 451/2010 del Tribunale di Roma

Un numero € 25,00; un numero speciale € 38,00.

L'abbonamento comprende tre numeri consecutivi: due numeri ordinari e un numero speciale.

Costo dell'abbonamento ordinario: € 75,00 per l'Italia, € 120,00 per l'estero.

Costo dell'abbonamento sostenitore: € 150,00 per l'Italia, € 200,00 per l'estero.

Costo del singolo fascicolo online: numero ordinario € 21,00; numero speciale € 31,80 (iva inclusa). I fascicoli arretrati hanno lo stesso prezzo di quelli correnti.

Gli abbonamenti e gli arretrati possono essere acquistati tramite versamento sul conto corrente n. IT 71 L 02008 05016 000 401442181 intestato a Associazione «Per Scuola Democratica» e inviando una mail a info@scuolademocratica.it specificando nell'oggetto abbonamento o numero arretrato.

© 2010 Edizioni Angelo Guerini e Associati SpA
viale Filippetti, 28 – 20122 Milano
<http://www.guerini.it>
e-mail: info@guerini.it

Prima edizione: dicembre 2010

Ristampa: v IV III II I 2010 2011 2012 2013 2014

Progetto grafico e copertina
a cura di KPR-Key

Printed in Italy

ISBN 978-88-6250-244-3

Le fotocopie per uso personale del lettore possono essere effettuate nei limiti del 15% di ciascun volume/fascicolo di periodico dietro pagamento alla SIAE del compenso previsto dall'art. 68, commi 4 e 5, della legge 22 aprile 1941 n. 633.

Le riproduzioni effettuate per finalità di carattere professionale, economico o commerciale o comunque per uso diverso da quello personale possono essere effettuate a seguito di specifica autorizzazione rilasciata da AIDRO, Corso di Porta Romana n. 108, Milano 20122, e-mail segreteria@aidro.org e sito web www.aidro.org.

Così vicine, così lontane

La questione dell'equità scolastica nelle regioni italiane

di Luciano Benadusiⁱ, Rita Fornariⁱⁱ, Orazio Giancolaⁱⁱⁱ

Abstract: *Il presente contributo, basato sull'analisi dei dati prodotti dall'indagine internazionale OCSE-PISA 2006 per l'Italia e in particolare sulle 13 aree territoriali sovracampionate, si propone l'obiettivo di individuare i meccanismi da cui dipendono l'efficacia e l'equità dei processi di insegnamento/apprendimento delle competenze di base in scienze. Nel lavoro di ricerca si è tentato di stimare comparativamente i fattori riferibili a tre livelli di analisi – individuale, di scuola, territoriale – al fine di tracciare una mappa dell'Italia dal punto di vista dell'efficacia e dell'equità e dei meccanismi che le generano. Infine, ci si è proposto di comprendere meglio la relazione tra i due principali fattori di disuguaglianza empiricamente riscontrati, riconducibili l'uno al territorio e l'altro alle filiere dell'istruzione secondaria superiore, e la relazione tra questi e il background socio-culturale degli studenti. I principali risultati sono: l'inesistenza di un trade-off tra efficacia ed equità; l'importanza dell'origine sociale degli studenti, soprattutto quando è «aggregata» a livello scolastico (attraverso i peer effects) e la sua forte associazione con la tipologia di scuola frequentata; la necessità di andare oltre la dicotomia Nord/Sud per rappresentare la realtà italiana.*

Keywords: *equità, efficacia, disuguaglianze sociali nell'educazione, disuguaglianze territoriali nell'educazione.*

ⁱ Sapienza, Università di Roma.

ⁱⁱ Sapienza, Università di Roma.

ⁱⁱⁱ Sapienza, Università di Roma.

Il presente lavoro riprende le analisi pubblicate nel working paper della Fondazione G. Agnelli La questione dell'equità scolastica (n. 26, 2010). Pur essendo frutto di un lavoro comune, l'attribuzione dei singoli paragrafi è la seguente: 1 e 3 Benadusi e Giancola, 2 e 4 Fornari e Giancola, 5.1 e 5.2 Benadusi, Fornari e Giancola, 5.3 Benadusi.

1. Il quadro di riferimento

La letteratura sociologica e quella economica si sono occupate con un'intensità crescente, tanto a livello internazionale che con riferimento specifico al nostro paese (cfr. Schizzerotto, 2002; Ballarino e Checchi, 2006), della questione del successo scolastico, cercando di individuare i fattori che producono disuguaglianza sociale delle opportunità.

Fino a pochi anni fa, per successo si intendeva la riuscita degli studenti in termini di carriera scolastica, cioè la probabilità di conseguire un determinato titolo di studio o di evitare una fuori-uscita precoce dal sistema di istruzione. La nascita e la diffusione degli studi comparativi internazionali quali PIRLS, TIMSS e soprattutto PISA, hanno permesso di allargare l'attenzione a una

dimensione non meno importante, quale quella dei risultati ottenuti dagli studenti in termini non di carriere formali, ma di «apprendimento», cioè di conoscenze e competenze effettivamente acquisite. La ricchezza dei *dataset* prodotti da queste indagini ha consentito altresì di poter prendere in considerazione un numero molto più ampio di variabili indipendenti, sia individuali (struttura e relazioni familiari, motivazioni, aspettative, disponibilità di beni culturali ed economici livello familiare ecc.) sia rilevabili a livello d'istituto scolastico (variabili individuali aggregate a questo livello, filiere educative, caratteristiche curricolari, climi di classe e di istituto, relazioni tra docenti e studenti e fra scuola e famiglia, *status* degli insegnanti, qualità delle dotazioni didattiche, criteri di composizione delle classi ecc.). Considerate le caratteristiche dei *database* (campioni estesi e statisticamente significativi a livello di partizioni geografiche, talora fino alla dimensione regionale o provinciale), è anche possibile tenere sotto controllo l'effetto di importanti fattori di tipo territoriale che concorrono con quelli individuali e di istituto a determinare il successo o l'insuccesso degli studenti nel sistema di istruzione.

Questo insieme di variabili a più livelli, si presta a elaborazioni complesse da parte degli utilizzatori (siano essi economisti, sociologi o pedagogisti), il che favorisce una convergenza o almeno un avvicinamento fra tre diversi filoni di studi: di matrice economica che applicano anche in questo campo modelli di funzione di produzione, di matrice sociologica relativi alla disegualianza delle opportunità nell'istruzione e alla mobilità sociale, di matrice «educazionista» come sono le analisi sulla *school effectiveness*. Tale convergenza è indubbiamente proficua perché permette una *cross fertilization* tra discipline affini che lavorano sullo stesso oggetto di studio.

A differenza degli studi sull'uguaglianza delle opportunità nelle carriere educative, i dati PISA hanno mostrato che l'effetto diretto del *background* socio-familiare sui livelli di apprendimento degli studenti quindicenni è in Italia, nel confronto internazionale, di entità non particolarmente rilevante. Tale effetto inoltre sembra dipendere, più che dal capitale culturale familiare, dalle aspettative e aspirazioni che i genitori trasmettono ai figli e che hanno un forte impatto sulla scelta della filiera di scuola secondaria superiore (Schizzerotto e Barone 2006; Giancola 2009), la quale, a sua volta, condiziona in ingente misura i risultati ottenuti premiando gli allievi dei licei rispetto a quelli degli istituti tecnici e degli istituti professionali. Tutte le analisi svolte sui dati PISA riguardanti il caso italiano mostrano chiaramente quanto la maggior parte delle



diseguaglianze di performance negli apprendimenti siano riconducibili proprio alle filiere educative e alle macro-aree territoriali evidenziando un impressionante divario tra regioni del Nord, in particolare del Nord-Est, e del Centro da un lato e regioni del Sud e delle Isole dall'altro. Le ricerche si sono dunque cimentate con il problema di spiegare le ragioni delle disuguaglianze, di tutti e tre i tipi di disuguaglianza: quelle che si formano al livello individuale o entro i singoli istituti scolastici, quelle tra differenti istituti e infine quelle tra diverse aree territoriali (Cipollone e Sestito 2010, Gasperoni 2008, Bratti, Checchi, Filippin 2007, Checchi e Ballarino 2006). Al centro delle ricerche e dei dibattiti di politica scolastica si è andata dunque collocando anche in questo campo la questione meridionale (Bianchi e Gattei 2006), una questione che non appariva affatto così evidente finché si guardava solo alle carriere scolastiche formali.

A fronte di discorsi alquanto sbrigativi, frequenti nei media e nell'arena politica, che mettono sotto processo la scuola e gli insegnanti del Mezzogiorno come se fosse loro tutta la responsabilità dell'imponente divario, analisi accurate come quelle condotte da Bratti, Checchi e Filippin (2007) hanno mostrato che i differenziali territoriali di *performance* ai test PISA del 2003 erano in larga misura imputabili a variabili extra scolastiche, quali il tasso di occupazione, il tasso di analfabetismo, lo stato dell'edilizia e delle attrezzature scolastiche. In una nostra recente ricerca, effettuata per conto della Fondazione Giovanni Agnelli che ne ha utilizzato alcuni dei risultati per la stesura del suo Rapporto sulla Scuola del 2010 (Benadusi, Fornari, Giancola 2010), siamo tornati sui fattori che generano i livelli di *performance*, con riferimento questa volta alle prove PISA 2006 relative alle scienze, disciplina portante in questa tornata del programma OCSE-CERI, focalizzando sia i punteggi medi (indicatori di efficacia) che la loro variabilità inter-individuale e intercategoriale (indicatori di equità). Abbiamo lavorato sul campione nazionale, sulle 5 macroaree geografiche in cui esso è ripartito e infine sulle 13 aree sovracampionate (11 regioni e 2 provincie). Nell'analisi abbiamo incluso tutti gli studenti frequentanti le secondarie superiori escludendo invece gli studenti delle scuole medie e quelli delle scuole professionali triennali (poiché non presenti in tutti i campioni regionali).

È quest'ultimo forse l'elemento di maggiore interesse dal momento che, se non mancavano studi relativi a singole regioni (Gasperoni 2008, Abburrà 2005, Siniscalco 2005), l'esserci avvalsi di un più ampio ventaglio di dati per regione (e, come si è detto, in due casi per provincia), statisticamente rappresentativi delle

rispettive popolazioni, ci ha permesso di spingere avanti l'analisi sui differenziali territoriali e anche di verificare i risultati delle indagini condotte precedentemente sulla base di dati territorialmente più circoscritti o dotati di un grado minore di affidabilità statistica.

Quattro sono gli obiettivi fondamentali che hanno guidato il nostro lavoro. Il primo è individuare i meccanismi da cui dipendono l'efficacia e l'equità dei processi di apprendimento delle competenze di base e constatare se fra questi due distinti registri esiste convergenza o divergenza. Un secondo è stimare comparativamente il peso che nella produzione delle *performance* è attribuibile ai tre livelli presi in esame: individuale, di scuola, territoriale. Il terzo è tracciare una mappa territoriale dell'Italia dal punto di vista dell'efficacia e dell'equità nell'educazione e dei meccanismi che le generano. Infine, ci siamo proposti di comprendere meglio la relazione tra i due principali fattori di disuguaglianza empiricamente riscontrati, riconducibili l'uno al territorio e l'altro alle filiere dell'istruzione secondaria superiore, e la relazione tra questi e il *background* socio-culturale degli studenti.

Partiremo da uno sguardo d'insieme sulle *performance* dei quindicenni basato su statistiche descrittive, il che ci permetterà già di avere un'idea dei livelli di efficacia e, per taluni profili, anche di equità raggiunti nelle diverse partizioni territoriali (l'Italia, le macro-aree qui accorpate da 5 a 3, le 13 aree regionali o provinciali sovraccampionate).

2. Uno sguardo d'insieme sulle performance dei quindicenni dal punto di vista dell'efficacia e dell'equità

Mentre nella letteratura in argomento l'efficacia viene di solito misurata tramite indicatori relativi ai valori medi degli *output* considerati, ma può esserlo anche attraverso indicatori di eccellenza, più complessa è la questione di quali indicatori scegliere per valutare l'equità. Senza entrare nel merito del lungo dibattito teorico sui concetti di giustizia, equità e uguaglianza e sulle sue applicazioni all'educazione (Benadusi 2001, Benadusi e Bottani, 2006), dobbiamo precisare che nella scelta degli indicatori di equità qui ci siamo in linea di massima conformati al modello elaborato di recente in ambito internazionale dal Gruppo GERESE – *Groupe Européen de Recherche sur l'Equité des Systèmes Educatifs* (2005).

Gli indicatori di equità del GERESE relativi agli *output* (carriere e competenze apprese) si articolano su tre diverse dimensioni: le



disuguaglianze interindividuali (per esempio, il grado di dispersione del numero di anni trascorsi nel percorso scolastico o dei punteggi ottenuti nelle prove PISA), le disuguaglianze inter-categoriali (per esempio, l'impatto dell'origine sociale degli studenti sulla probabilità di ottenere un diploma o una laurea ovvero punteggi elevati nelle prove PISA) e la quota di allievi restata sotto una soglia minima (per esempio, i primi due livelli di competenza nella scala adottata da PISA).

Cominciamo a descrivere la situazione italiana e le sue diverse specificità territoriali, quale si evince dai dati PISA 2006, dal punto di vista dei risultati medi, cioè dell'efficacia. Nella tabella 1, che riporta le *performance* medie nelle diverse regioni, possiamo anzitutto osservare l'omogeneità dei risultati ottenuti dagli studenti nelle tre prove: di scienze, di matematica e di lettura. Le disuguaglianze territoriali balzano subito agli occhi.

Tabella 1 – Performance medie delle regioni e delle tre macro aree. PISA 2006

Unità territoriali	Scienze	Matematica	Lettura
Trento	549	535	539
Bolzano	548	536	534
Friuli Venezia Giulia	534	513	519
Veneto	533	520	521
Lombardia	513	499	505
Piemonte	510	492	507
Emilia Romagna	510	494	496
Liguria	496	478	491
Sardegna	453	432	443
Basilicata	452	444	447
Puglia	448	437	442
Campania	444	437	440
Sicilia	440	426	429
Italia	479	465	473
Nord	517	502	508
Centro	489	469	484
Sud-Isole	444	432	438

Fra la punta più alta (Trento) e quella più bassa (Sicilia) la differenza nelle prove di scienze ammonta a 109 punti, una distanza enorme che equivale grosso modo a quella riscontrabile tra i paesi che nella classifica OCSE si trovano in testa e quelli che si trovano nella sua parte più bassa. Trento, Bolzano, Friuli Venezia Giulia e



Veneto – quelle che di qui in poi chiameremo le regioni del Nord-Est, depurato però, rispetto all’accezione OCSE, dalla presenza impropria dell’Emilia-Romagna – presentano punteggi alti in tutte e tre le prove. Seguono con punteggi medi Lombardia, Piemonte, Emilia Romagna e Liguria, che nella nostra accezione rappresentano il Nord-Ovest. Tutte le regioni dell’aggregato Sud-Isole¹ presentano invece punteggi decisamente bassi in tutte e tre le prove.

Se poi passiamo a esaminare il campione nazionale e guardiamo alla tripartizione più classica negli studi sulle disuguaglianze territoriali in Italia – quella fra Nord, Centro e Sud-Isole – ritroviamo di nuovo una struttura costante nelle tre prove, con un forte divario tra il primo e il terzo (73 punti), e con il secondo in una posizione intermedia.

Passiamo ora a esaminare il profilo dell’equità intesa come contenimento delle disuguaglianze interindividuali. La tabella 2, che riporta la deviazione standard dei punteggi, rivela tra i tre tipi di competenza una correlazione minore a quella riscontrata per la performance.

Tabella 2 – Disuguaglianza interindividuale (dispersione dei punteggi nelle regioni). PISA 2006

Unità territoriali	Scienze	Matematica	Lettura
Emilia Romagna	91	93	96
Sicilia	90	84	101
Liguria	89	81	96
Sardegna	88	97	112
Piemonte	86	81	91
Lombardia	84	80	91
Basilicata	82	80	99
Veneto	81	82	85
Friuli Venezia Giulia	81	81	85
Puglia	79	78	98
Campania	79	88	90
Bolzano	78	77	79
Trento	73	77	74
Italia	91	91	103
Nord	86	84	91
Centro	83	80	99
Sud-Isole	83	88	103

Una regione del Nord (l’Emilia Romagna) e una del Sud-Isole (la Sicilia) sono quelle con il maggior grado di disuguaglianza nei



punteggi in scienze, ma la prima, come abbiamo visto, presenta *performance* medie abbastanza buone (pari a 510), mentre la seconda si distingue per le peggiori (440). Sotto questo profilo, i territori che possono ritenersi più equi sono da un lato Trento e Bolzano, che, lo ricordiamo, sono anche quelli caratterizzati dalle migliori *performance* medie (549 e 548), e dall'altro Puglia e Campania, caratterizzate invece da basse *performance* (448 e 444).

Per quanto riguarda le tre macro-aree, si nota una differenza fra i diversi tipi di prove: nelle scienze la maggiore dispersione dei risultati si verifica al Nord mentre nella matematica e nella lettura si ha al Sud. Complessivamente, si può dire che questo profilo delle diseguaglianze è quello in cui s'incontra la distribuzione meno differenziata sul piano territoriale.

Tabella 3 – Soglia minima ed eccellenza in scienze (%)

	SCIENZE		
	Soglia minima	Livello Medio	Eccellenza
Sicilia	40	59	1
Campania	35	64	1
Sardegna	33	65	2
Puglia	33	66	1
Basilicata	32	67	1
Liguria	18	77	5
Emilia Romagna	15	78	7
Piemonte	14	80	6
Lombardia	12	82	7
Veneto	7	83	10
Friuli Venezia Giulia	7	83	10
Bolzano	5	82	14
Trento	4	84	12
Italia	23	72	4
Nord	11	81	8
Centro	18	77	5
Sud-Isole	36	63	1

Occupiamoci infine del profilo dell'equità che rimanda alla discriminante del raggiungimento o meno di una soglia minima, concentrandoci in questo caso – come d'ora in avanti accadrà sempre in questo studio – sulle prove in scienze e mettendo a confronto i valori minimi con quelli medi o di eccellenza. Qui i divari territoriali tornano a essere imponenti. Tutte le regioni del

Sud-Isole, lo si legge nella tabella 3, presentano una quota molto elevata (nella Sicilia pari addirittura al 40%) di studenti sotto la soglia minima di competenze (cioè il livello 2 della scala OCSE) e in tutte, tranne la Sardegna, solamente l'1% consegue i livelli di eccellenza (5 e 6 della stessa scala). I territori del Triveneto, al contrario, presentano una bassissima quota di studenti sotto la soglia minima (intorno al 5%) e la più alta di studenti eccellenti (10% e più). Le regioni del Nord-Ovest si pongono a metà strada tra le due con circa il 15% di studenti sotto la soglia minima e il 6% di eccellenti.

Esaminando la tripartizione fra le macro-aree osserviamo poi che nel Nord, complessivamente considerato, la percentuale dei sotto-soglia ammonta a meno di un terzo di quella del Sud e quella degli eccellenti è pari a otto volte la percentuale del Sud-Isole. Le statistiche esaminate già ci permettono di formulare una prima risposta alla questione del rapporto tra efficacia ed equità: emerge in modo assai evidente un *continuum* fra elevata frequenza di punteggi medi ed eccellenti e bassa frequenza di punteggi sotto-soglia. Da questo punto di vista, quindi, efficacia ed equità procedono esattamente nella medesima direzione.

Per cercare di rispondere agli altri quesiti che ci siamo posti occorre ora passare dalle statistiche descrittive ad analisi basate sull'uso di modelli. Poiché le due variabili più importanti saranno l'indice ESCS, che sintetizza i tre distinti indici utilizzati dall'OCSE per misurare l'origine sociale degli studenti², e il tipo o filiera di scuola secondaria superiore, daremo qui, preliminarmente, alcune informazioni sulla loro distribuzione territoriale.

Riguardo alla prima variabile (l'indice di *background* socio-familiare) le variazioni che si osservano sono molto significative. Le regioni del Sud sono tutte posizionate alla fine della graduatoria. Infatti, quando si passa a vedere la tripartizione in macro-aree il Sud-Isole risulta a -0,202 e risulta anche avere una dispersione dell'indice alquanto maggiore che nel Nord e nel Centro.

Riguardo alla seconda (filiera), osserviamo che nel Nord, complessivamente considerato, la popolazione scolastica dei licei (41,3% del totale) è alquanto più ridotta rispetto al Sud (45,6%) e il contrario accade per gli istituti tecnici (36,0% contro 30,8%). La maggiore quota di studenti nei professionali si registra invece nel Centro (25,7%), mentre Nord e Sud hanno percentuali abbastanza vicine.

Nella tabella 4 riportiamo le medie dei punteggi incrociando territorio e filiera. Le diseguaglianze fra le filiere appaiono vistose e costanti: a livello nazionale fra licei e istituti professionali lo



scarto ammonta a 104 punti. Quanto al confronto fra le tre macro-aree, vi è da notare che il differenziale tra *performance* medie di licei e tecnici da un lato e degli istituti professionali dall'altro risulta un poco maggiore nel Nord rispetto al Sud, con il Centro, ancora una volta, in posizione intermedia.

È interessante notare, infine, come le diseguaglianze territoriali incrociandosi con quelle tra filiere ne ridimensionino l'incidenza. Accade così che, mediamente, uno studente del tecnico se è del Nord riesce meglio nelle prove PISA in scienze di un liceale del Sud-Isole e se è del Centro lo eguaglia; e anche che uno studente del professionale se è del Nord scavalca uno studente del tecnico che si trovi nel Sud-Isole.

Tabella 4 – Punteggi medi ottenuti dagli studenti per regione e filiera educativa (Scienze)

Regioni	Liceo	Tecnico	Professionale
Bolzano	574	547	494
Veneto	573	534	470
Friuli Venezia Giulia	566	543	470
Trento	564	548	470
Emilia Romagna	559	513	422
Lombardia	558	505	453
Piemonte	556	495	429
Liguria	528	488	434
Basilicata	500	447	388
Sardegna	499	426	372
Puglia	495	443	391
Sicilia	485	421	364
Campania	474	437	385
Italia	518	475	414
Nord	559	513	448
Centro	530	482	422
Sud-Isole	481	436	381

3. I meccanismi che generano le differenze di punteggio

Cominciamo con il presentare le analisi compiute mediante l'uso di modelli di regressione lineare e dirette a stimare l'impatto di una serie di variabili indipendenti sulla dipendente rappresentata dalla media dei punteggi in scienze ottenuti dagli studenti nell'indagine PISA 2006. In una prima fase abbiamo considerato l'intero

campione italiano (N = 20.009) di studenti quindicenni iscritti nelle scuole secondarie superiori. Piuttosto che utilizzare le cinque macro-aree di PISA 2006, abbiamo preferito ancora una volta la tripartizione Nord, Centro, Sud-Isole.

Procedendo in modo sequenziale, cioè con l'introduzione progressiva di una o più variabili, si sono stimati 4 diversi modelli, l'ultimo dei quali è quello completo, perché contiene tutte le variabili indipendenti considerate (tabella 5). Nel primo modello, che ha un R^2 di modesta entità, abbiamo inserito tre variabili individuali: il *background* socio-familiare, il sesso, l'irregolarità³.

Il *background* individuale (d'ora in poi ESCS individuale) genera un effetto positivo di una certa consistenza, più del sesso (femmina *vs* maschio) che ha un effetto abbastanza contenuto e di segno negativo. Piuttosto robusto appare l'impatto della regolarità.

Tabella 5 – Determinanti delle competenze in Scienze. Modello sull'intero campione italiano di studenti di scuola secondaria superiore (N = 20.009) – Coefficienti Beta standardizzati

		MOD 1	MOD 2	MOD 3	MOD 4	MOD 5
	R2	14,9	0,30	0,40	0,35	0,45
Variabili individuali	Escs indiv.	,28	0,06	0,06	0,05	0,04
	Femmina	-,04	-0,08	-0,10	-0,08	-0,09
	Irregolare	-,23	-0,16	-0,18	-0,13	-0,16
	ESCS medio		0,33	0,15	0,34	0,16
Variabili school level	Deviazione standard di escs medio		0,01	0,01	0,02	0,01
	Liceo		0,23	0,38	0,18	0,34
	Tecnico		0,19	0,22	0,13	0,17
Variabili dummy geografiche	Nord			0,36		0,31
	Centro			0,15		0,15
Variabili su atteggiamenti verso le scienze	Piacere per la scienza				0,11	0,12
	Interesse per la scienza				0,04	0,06
Variabili sul «contatto» con le scienze	Ore scolastiche di scienze				0,17	0,13
	Attività extrascolastiche sulle scienze				-0,01	0,02

Tutti i coefficienti riportati in tabella sono significativi per $p < 0,000$

S/D)))



Nel modello 2, il cui R^2 praticamente si raddoppia, si inseriscono tre variabili di istituto: il *background* socio-familiare aggregato a quel livello (d'ora in poi ESCS medio), la sua deviazione standard⁴, la filiera di scuola secondaria superiore. È qui l'ESCS medio ad avere il peso più forte ma a esso si accompagna un effetto molto consistente del tipo di scuola frequentato. Entrambe queste variabili assorbono in gran parte l'effetto dell'ESCS individuale che diventa decisamente modesto. Assai debole risulta poi il valore beta della deviazione standard dell'ESCS medio.

Nel modello 3 abbiamo controllato quanto precedentemente emerso inserendo le tre macro-aree come *dummy variables*. Il controllo geografico produce interessanti cambiamenti: oltre a crescere ancora in misura considerevole il valore di R^2 , l'effetto filiera diventa più corposo (vedi il valore del beta di «Liceo» vs la categoria di riferimento «Istituto professionale») a scapito dell'ESCS medio, inoltre (com'era atteso) la *dummy* «Nord» (rispetto alla categoria di riferimento «Sud-Isole») acquisisce un valore beta molto elevato.

Per approfondire l'analisi sia sulle variabili individuali che su quelle di istituto abbiamo infine introdotto due variabili «motivazionali» e due di contatto curricolare ed extra curricolare con la scienza (numero di ore di lezione a scuola e partecipazione ad attività extra scolastiche⁵). Tra queste, sono quelle relative al numero di ore e al piacere nello studio delle scienze a rivelarsi di un certo rilievo. Siamo così arrivati al modello 5, quello che include tutte le variabili da noi considerate, nel quale la struttura delle associazioni sostanzialmente non cambia anche se la varianza spiegata cresce ancora un poco (R^2 pari al 45,0%).

Visto l'impatto così forte delle variabili di controllo geografico, abbiamo poi effettuato due operazioni. Innanzitutto, abbiamo replicato i modelli suddividendo il campione nazionale in tre sottocampioni relativi alle tre macro-aree. I modelli presentano un andamento simile, ma con un'interessante novità. In tutti il fattore più associato alle differenze individuali di *performance* rimane il tipo di scuola, ma il suo impatto è meno forte nella macro area Sud-Isole, dove invece l'influenza della variabile ESCS medio diventa decisamente più robusta⁶, come deducibile dal grafico 3.

In secondo luogo, siamo passati a un'analisi più disaggregata, compiuta sulle 13 unità territoriali sovracampionate (tabella 6), introducendo, al posto delle variabili *dummy* della tabella 5, per controllare gli effetti contestuali, tre variabili dotate di maggiore contenuto informativo: l'ESCS medio territoriale, la spesa regio-

nale-locale per studente e il tasso di analfabetismo (quota della popolazione priva di titoli di studio).

Tabella 6 – Determinanti delle competenze in Scienze. Modello sul campione di studenti di scuola secondaria superiore per le sole aree sovracampionate

		MOD 1	MOD 2	MOD 3	MOD 4	MOD 5
	R2	31,40	43,20	38,40	43,10	43,00
Variabili individuali	ESCS individuale	0,066	0,061	0,062	0,061	0,061
	Femmina	-0,075	-0,097	-0,090	-0,096	-0,096
	Irregolare	-0,186	-0,212	-0,210	-0,210	-0,211
Variabili school level	Liceo	0,207	0,370	0,342	0,371	0,382
	Tecnico	0,195	0,220	0,226	0,221	0,226
	ESCS medio di istituto	0,337	0,156	0,174	0,155	0,140
	Deviazione standard dell'ESCS medio	0,022	0,015	0,030	0,014	0,017
Variabili contestuali (a livello regionale)	ESCS medio territoriale		-0,076	0,131	-0,064	
	Spesa per studente		0,035	0,178		0,013
	Analfabetismo		-0,399		-0,415	-0,358

Tutti i coefficienti riportati in tabella sono significativi per $p < 0,000$

Da tale analisi, realizzata facendo ruotare due alla volta le tre variabili contestuali, emerge che esse sono largamente collineari e nel complesso hanno un ruolo decisivo nella spiegazione della varianza dei punteggi.

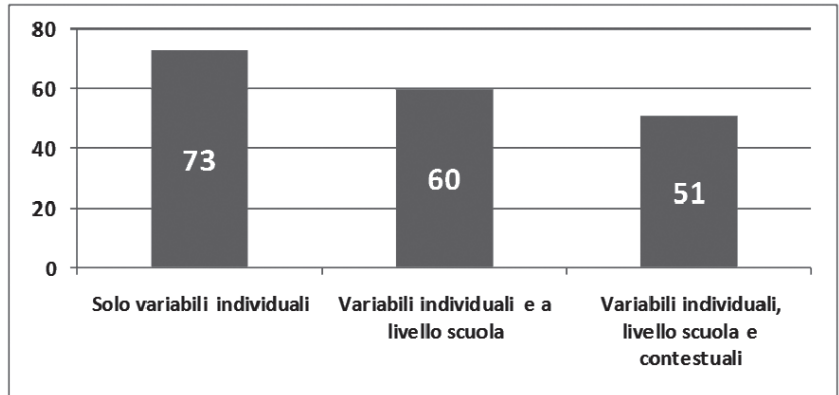
Risalta in particolare l'importanza del tasso di analfabetismo, un indicatore del capitale culturale del territorio che probabilmente è provvisto di una capacità discriminativa maggiore rispetto al titolo di studio dei genitori (indice ISCED incluso nell'ESCS), in quanto questo viene calcolato dall'OCSE sulla base delle non sempre affidabili risposte degli studenti.

Un altro elemento di notevole interesse (grafico 1) è che la distanza in termini di punteggio PISA tra Nord e Sud-Isole si riduce considerevolmente laddove nei modelli inseriamo simultaneamente la variabile *dummy* territoriale e le tre variabili contestuali. Infatti, tenendo conto delle sole variabili individuali, la distanza media tra Nord e Sud è pari a 73 punti PISA; inserendo le variabili «school level» prima e «contestuali» dopo, tale distanza scende a 51 punti.

S/D)))



Grafico 1 – Scarti fra Nord e Sud-Isole (scarto in termini di punteggio PISA prodotto della variabile territoriale) – Regioni sovracampionate



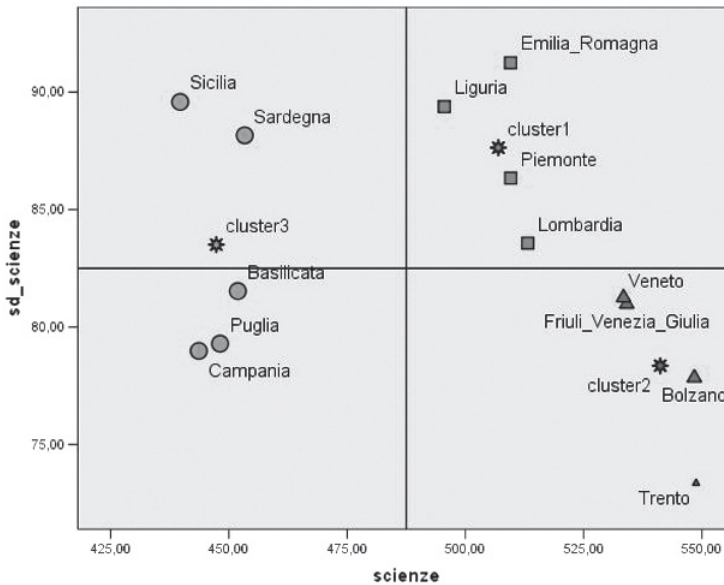
4. I cluster territoriali

L'interrogativo cui intendiamo ora rispondere è se un'analisi più disaggregata, che utilizzi i sovracampionamenti, confermi una struttura territoriale tripartita (Nord, Centro, Sud-Isole), che per l'assenza del Centro dovrebbe ora diventare bipartita, ovvero emerga un disegno diverso. A tale scopo si sono realizzate quattro *cluster analysis*, proiettate qui di seguito su due grafici. Il primo descrive l'incrocio fra *performance* media in scienze (efficacia) e dispersione del punteggio (disuguaglianza inter-individuale), il secondo presenta la *performance* media nel suo incrocio con una nuova variabile (prodotta tramite ACP⁷) che sintetizza il *trade-off* tra l'effetto dovuto alla filiera e l'effetto del *background* medio, già rivelatosi un interessante elemento di differenziazione tra Nord e Sud-Isole.

Dall'insieme delle analisi emergono tre gruppi di regioni/provincie: un primo, che possiamo etichettare come Nord-Ovest, include Emilia Romagna, Liguria, Lombardia, Piemonte; un secondo, che chiamiamo Triveneto o Nord-Est, include Bolzano, Friuli Venezia-Giulia, Trento, Veneto, mentre il terzo – composto da Basilicata, Campania, Puglia, Sardegna e Sicilia – coincide con la macro-area Sud-Isole. Come si vedrà, tuttavia, in alcune delle analisi il cluster 3 appare meno compatto degli altri due.

Grafico 2 – Trade-off tra performance e disuguaglianza interindividuale (Deviazione standard del punteggio in scienze)

S/D)))

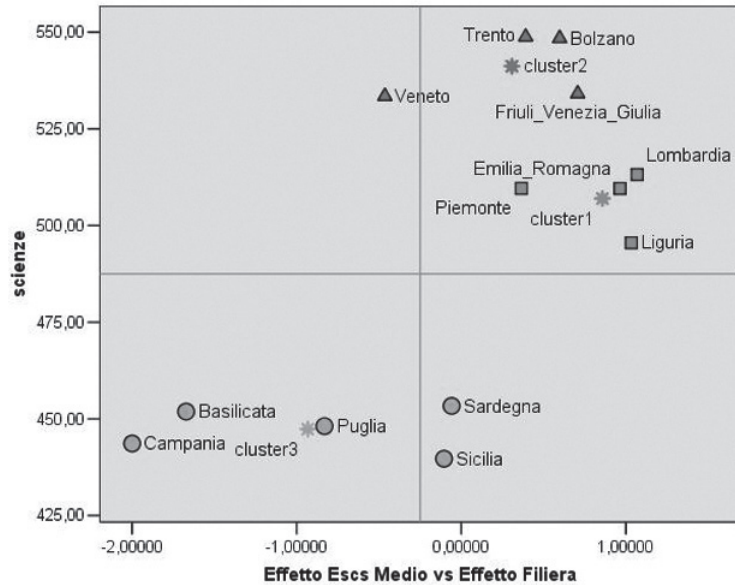


La proiezione presentata dal grafico 2 mostra chiaramente quanto il principale fattore di discriminazione tra Nord e Sud-Isole sia il punteggio. In pratica i cluster 1 e 2 pur distinguendosi (il Nord-Est è più performante) sono abbastanza vicini tra di loro, mentre il cluster 3 appare compatto e decisamente distante. La dislocazione si fa più complessa quando si consideri la deviazione standard del punteggio. Emerge qui in modo più nitido il distacco tra i due Nord (l'Est è chiaramente più egualitario dell'Ovest), mentre il cluster 3 tende a «spacchettarsi» fra un Sud più egualitario e le Isole che lo sono assai meno. Di conseguenza, in questo caso il Sud-Isole si colloca in una posizione intermedia fra i due Nord, con le regioni continentali che si avvicinano al Nord-Est e quelle insulari che si portano a ridosso del Nord-Ovest.

Il grafico 3 sulle ordinate mostra, ancorché in forma un poco meno nitida, la medesima tendenza allo «spacchettamento» del cluster 3: il rapporto tra effetto ESCS medio ed effetto filiera⁸ vede infatti prevalere chiaramente il primo nelle regioni continentali, mentre nelle Isole si sposta leggermente a favore del secondo. Il Nord appare di nuovo distinto nei suoi due *cluster* e, con l'eccezione del Veneto, registra una prevalenza, più o meno marcata, dell'effetto filiera.



Grafico 3 – Performance per «Effetto filiera vs Effetto background medio»



Il disegno territoriale che nell'insieme emerge dalle nostre *cluster analysis* appare disallineato sia rispetto all'articolazione nelle cinque macro-aree di OCSE-PISA sia rispetto alla nostra articolazione per tre macro-aree con la quale già s'intendeva correggerla. In assenza del Centro, si è tracciata, infatti, una struttura non a due ma a tre (Nord-Ovest, Nord-Est, Sud/Isole), che tende talora a dilatarsi a quattro con un distanziamento fra Sud e Isole⁹.

5. Per concludere: valutazioni, interpretazioni e implicazioni

5.1 La mappa territoriale dell'efficacia e dell'equità

L'analisi da noi condotta sui dati di PISA 2006 relativi alle competenze scientifiche degli studenti quindicenni riconferma il già noto basso posizionamento dell'Italia rispetto agli standard internazionali e l'altissimo livello di differenziazione territoriale – tra Nord e Sud e tra le singole unità territoriali (regioni e province autonome) sovracampionate – nonché tra le diverse filiere dell'istruzione secondaria superiore.

Un primo interrogativo che c'eravamo posti riguardava il livel-



lo dell'equità – analizzato secondo la tipologia tridimensionale del GERESE – e il suo rapporto con il livello dell'efficacia. Non è emerso *un trade off* lineare tra *performance* media e disuguaglianza interindividuale, cioè tra l'efficacia e il primo dei tre citati profili dell'equità. Questo significa che l'efficacia non passa necessariamente per una maggiore differenziazione tra gli individui. Si danno, al contrario, combinazioni diverse: alcune aree geografiche sono caratterizzate da ottima *performance* e bassa disuguaglianza (Nord-Est), altre da buona *performance* ed elevata disuguaglianza (Nord-Ovest), altre, ancora, da cattiva *performance* e bassa disuguaglianza (il Sud continentale) e infine altre, le più negative, da cattiva *performance* ed elevata disuguaglianza (le Isole). Quanto al Centro, esso si colloca in una posizione intermedia sotto ambedue gli aspetti considerati.

Il secondo profilo dell'equità – il raggiungimento della soglia minima – è quello dove si manifesta invece una assai marcata correlazione positiva con la *performance* media: le unità territoriali più performanti sono, infatti, quelle con la minore quota di studenti che si collocano sotto tale soglia (cioè a livello 0 e 1 della scala OCSE-PISA). Un'altrettanto evidente correlazione, in questo caso inversa, si constata tra ampiezza della quota sotto soglia e ampiezza della quota degli studenti più performanti (livelli 5 e 6). Insomma, secondo profilo dell'equità, efficacia e anche eccellenza di fatto si sovrappongono formando un tutto unico, che vede il Nord nel suo insieme (ma il Nord-Est più del Nord-Ovest) contrapporsi al Sud/Isole.

Il terzo profilo – disuguaglianze inter-categoriali e in particolare influenza del *background* familiare sui risultati (misurato dall'indice ESCS) – che abbiamo analizzato tramite regressioni multivariate, a sua volta, non ha mostrato una relazione lineare né con l'efficacia né con l'eccellenza: l'influenza dell'ESCS individuale appare infatti maggiore nel Centro, minore nel Nord, con il Sud e le Isole in posizione intermedia. Quanto al genere, esso influisce ancora nel senso di uno svantaggio per le donne. Diversa però è l'articolazione territoriale di tale svantaggio: maggiore nel Sud e nel Centro, sensibilmente minore nel Nord.

Altre disuguaglianze inter-categoriali si riveleranno nella nostra analisi di maggior peso, segnatamente quelle di tipo territoriale e socio-territoriale. Di esse si parlerà in seguito.

5.2 Le variabili che «contano»

Nel corso delle analisi si sono individuati differenti gradi d'influenza delle variabili da noi selezionate per descrivere e spiegare



le dinamiche dei punteggi PISA in scienze a livello nazionale. Nei nostri modelli di regressione lineare applicati alle 13 regioni/provincie sovracampionate abbiamo ripartito le variabili indipendenti in tre gruppi corrispondenti a tre diversi livelli: individuale, di scuola e territoriale. In ordine di rilevanza degli effetti sulla variabile dipendente (punteggi individuali in scienze) al primo posto si colloca il gruppo intermedio (livello istituto), seguito dal livello territorio e infine, molto staccato, dal livello individuale. Ciò appare in linea con il dato emergente dalle statistiche OCSE-PISA che vede l'Italia nel gruppo minoritario di paesi dove la varianza *between schools* supera quella *within*.

Cominciamo dal livello individuale. A tale livello la variabile con il coefficiente più elevato si è mostrata (si veda il modello completo in tabella 6) l'irregolarità, cioè il ritardo nel percorso scolastico, che significa aver riportato una bocciatura nel percorso scolastico. Notiamo che questa variabile, quando è considerata al netto di altre come l'origine sociale e la filiera, è quella che per certi versi più si avvicina al concetto di merito riferito agli studenti; nel questionario PISA 2006 non si trovano, infatti, altri e più soddisfacenti *item* relativi alle capacità mostrate dai rispondenti nel percorso scolastico pregresso. Tuttavia, un maggior numero di ripetenze può anche derivare da carenze di tipo istituzionale, cioè a livello istituto e classe, incontrate dagli studenti nel loro precedente itinerario scolastico. Al concetto di merito – sempre che siano controllate per altre variabili quali l'origine sociale, il genere e le caratteristiche dell'istituto – potrebbero essere ricollegate anche le variabili motivazionali ed esperienziali, fatta eccezione per la durata degli insegnamenti scolastici in scienze (numero di ore di lezione) che rimanda ai curricula seguiti dagli studenti, cioè alla dimensione istituzionale. In particolare, la variabile «piacere per la scienza» mostra un grado di associazione di un certo rilievo con i risultati ottenuti dagli studenti. L'effetto delle due variabili ascrittive individuali – il sesso e l'origine sociale – è pure di un certo rilievo; in particolare quando tali variabili (si veda tabella 6, modello1) sono considerate isolatamente l'origine sociale mostra un'incidenza abbastanza consistente (Beta st. 0,28) maggiore di quelle del genere e dell'irregolarità. La situazione cambia quando inseriamo nel modello le variabili di «livello scuola» (tabella 6, modello2), segnatamente ESCS medio (Beta st. 0,33) e filiera (Beta st. «Liceo» 0,23), poiché queste assorbono quasi totalmente l'effetto dell'origine sociale.

Diverso dunque è il quadro che emerge dal secondo livello, l'istituto scolastico, rivelatosi quello caratterizzato dai coefficienti



di associazione più elevati. Qui spiccano due variabili fondamentali, la filiera e l'ESCS medio di istituto, che si presentano con effetti rilevanti tanto singolarmente quanto congiuntamente; sono cioè molto correlate pur disponendo anche di un potere predittivo autonomo. Sull'importanza della filiera non esistevano dubbi, essa nei nostri modelli si conferma come la variabile più influente in assoluto. Non si fatica a comprenderne il perché: ai licei si hanno i curricoli più impegnativi, gli insegnanti sono più esperti, i climi organizzativi migliori, gli studenti più brillanti e di origine sociale più elevata. Anche gli istituti tecnici prendono le distanze in modo pronunciato dagli istituti professionali. Un'ipotesi accreditata da altre ricerche è che l'origine sociale influenzi la scelta della filiera anche a prescindere dalle competenze possedute dagli studenti alla fine della terza media (Checchi e Flabbi 2006), cioè sulla base delle aspettative più che delle competenze.

Per riprendere i concetti di Boudon (1979) i «processi secondari» di selezione peserebbero perciò maggiormente dei «processi primari» e, di conseguenza, a differenza di quanto rilevato da indagini condotte in altri contesti nazionali (Lafontaine 2009), sarebbe la segregazione sociale, in connessione con la segmentazione per filiere, a fare da «tirante» della segregazione accademica piuttosto che viceversa. Un altro motivo, complementare al primo, è l'interazione fra disuguaglianze legate alle filiere e disuguaglianze territoriali. Come si è visto, mediamente uno studente liceale nel Sud/Isole possiede – e probabilmente possedeva già al momento della scelta della filiera – competenze inferiori a quelle di uno studente dell'istituto tecnico nel Nord, ma non per questo, se di origine sociale borghese, avrà rinunciato a iscriversi al liceo, cioè a una scelta in qualche misura necessaria per confermare, sul piano intergenerazionale, l'identità di classe di un soggetto nel Sud/Isole come nel Nord.

Quanto all'ESCS medio, occorre notare che esso si è palesato un fattore molto più influente dell'ESCS individuale, che al *background* aggregato e al tipo di scuola è del resto assai correlato. Che cosa determina l'ESCS medio di un istituto scolastico, e qual è il significato da attribuire a questa variabile? Il rimando ai cosiddetti *peer effects*¹⁰ è ovvio ma, quanto alla sua genesi, riteniamo che essa sia una variabile di natura mista, territoriale e sociale, e riprendendo una definizione proposta di recente nella letteratura potremmo anche designarla come «capitale socio-spaziale» (Barthon e Monfroy 2010). A determinare l'ESCS medio di un istituto è anzitutto la sua collocazione geografica, che ne prefigura in certa misura il bacino di utenza, per cui se la zona ove esso è ubicato è borghese e accul-



turata è probabile che il suo ESCS medio sia elevato, e il contrario se la zona è prevalentemente operaia. In questo senso l'ESCS medio di istituto potrebbe essere considerato un *proxy* di indicatori territoriali più disaggregati rispetto al livello regionale e anche provinciale, che il *dataset* PISA purtroppo non permette di costruire in modo diretto. In secondo luogo, entrano in gioco le strategie di scelta da parte delle famiglie e le logiche di azione proprie dei mercati scolastici. In particolare le famiglie borghesi e acculturate, più delle altre possiedono le risorse economiche e informative necessarie a individuare le scuole migliori per indirizzarvi i propri figli, anche indipendentemente dall'ubicazione. Si manifestano così i noti fenomeni di *cream skimming*, cogeneratori, insieme alla distribuzione sociale degli spazi residenziali, della segregazione sociale e culturale delle scuole. A proposito della quale è, peraltro, interessante notare che, una volta controllata per il livello medio, la deviazione standard dell'ESCS a livello di istituto si è dimostrata poco influente e, per quel poco associata positivamente piuttosto che negativamente alle *performance* individuali¹¹. È un risultato che sembra dare credito all'idea che l'omogeneità compositiva, mentre lavora contro l'equità, non gioca a favore dell'efficacia.

Sull'intero campione nazionale di studenti delle secondarie superiori l'ESCS medio a livello di scuola pesa leggermente di più del tipo di scuola frequentato (effetto filiera). Tuttavia, non appena inseriamo nelle analisi il controllo geografico questa gerarchia esplicativa cambia in modo sostanziale. Innanzitutto, tra le variabili con maggiore impatto irrompono, come ci si attendeva, le macro-aree geografiche. In particolare assai robusto si conferma il vantaggio prodotto dall'ubicazione della scuola al Nord piuttosto che al Sud. Inoltre, il beta standardizzato dell'ESCS medio perde valore mentre il tipo di scuola diventa la variabile più potente nel determinare il punteggio in scienze (il relativo coefficiente comporta una variazione di 60 punti). Possiamo perciò affermare che una parte dell'effetto della variabile ESCS medio è «incorporata» dalle due variabili *dummy* (Nord e Centro *vs* Sud-Isole) relative alle macro-aree geografiche. E ciò per ragioni che saranno richiamate in seguito. La replica delle regressioni nelle tre macro-aree ce ne chiarisce la ragione facendo emergere due altre interessanti informazioni.

La prima è che l'impatto autonomo dell'ESCS medio è forte al Sud-Isole (l'analisi disaggregata sulle 13 unità sovracampionate ci dice più per il Sud che per le Isole), di media entità al Centro e molto contenuto al Nord. La seconda è che il contrario accade per il tipo di scuola: il suo effetto autonomo, pur essendo robusto in

tutte e tre le aree territoriali, lo è infatti decisamente di più nel Nord rispetto al Sud, con il Centro di nuovo in una posizione intermedia. Come spiegare questa diversità? Avanziamo la seguente interpretazione. Al Nord il processo di selezione sociale passa attraverso un'unica scelta, quella della filiera, per esempio del liceo per i figli della borghesia e delle famiglie acculturate. Al Sud la selezione avviene invece attraverso due scelte consecutive: prima sulla filiera, poi sull'istituto all'interno della filiera. Qui le famiglie borghesi e acculturate mandano sì i loro figli al liceo, ma questa scelta non è abbastanza discriminante essendo la composizione sociale e culturale dei licei più eterogenea che al Nord. Si consideri, in proposito, che l'istruzione tecnica nelle regioni meridionali è meno diffusa e meno apprezzata sul mercato del lavoro e quindi la domanda s'indirizza verso i licei in una misura ancora più accentuata che nelle altre regioni italiane. Le famiglie borghesi e acculturate debbono quindi preoccuparsi di trovare il tipo giusto di liceo, cioè un istituto che si distingua per un *background* socio-culturale mediamente più elevato e anche per questo assicuri, da un lato maggiore prestigio e capitale relazionale, dall'altro migliori livelli di apprendimento. L'istituto è, infatti, uno dei luoghi – l'altro, non meno ma forse ancor più importante, è la classe – dove si dispiegano i *peer effects* che nella nostra indagine si confermano fattori di grande rilevanza per spiegare il successo o l'insuccesso scolastico. Dunque, in Italia la scelta della filiera della scuola secondaria superiore e, in certe aree territoriali, anche quella di un determinato istituto scolastico entro la medesima filiera, sono associate in misura rilevante alle differenze di punteggio. Si tratta di due fattori che rispecchiano le esistenti diseguaglianze sociali e territoriali e al tempo stesso ne producono di nuove. Di qui l'opportunità per un'analisi sull'equità di estendere lo sguardo ai livelli aggregati, d'istituto e di contesto territoriale, piuttosto che rimanere ancorati esclusivamente al livello individuale, come la tipologia del GERESE che ha costituito il nostro punto di partenza di ordine concettuale.

Di notevole importanza nel dar conto dei risultati ottenuti dagli studenti si è poi evidenziato il gruppo delle tre variabili appartenenti al livello territoriale che abbiamo incluso nei modelli impiegati per analizzare le regioni/provincie sovracampionate. Ognuna di esse – ESCS medio del territorio, spesa regionale-locale per studente, tasso di analfabetismo – si è mostrata significativamente influente anche se, quando le si prendono tutte insieme, per effetto delle covarianze è la terza a prevalere assorbendo gran parte degli effetti delle altre due. Un risultato molto significativo della nostra ricerca è che, come era già accaduto nell'indagine di Bratti, Checchi e



Filippin su PISA 2003 (2007) dopo avere introdotto nel modello di regressione diverse variabili individuali, di istituto e territoriali, la disuguaglianza fra Nord e Sud/Isole, all'inizio tanto cospicua, viene in parte «mangiata» dalle altre variabili (si passa da una differenza media di 73 punti PISA a una differenza media di 51). Una quota dell'imponente divario fra Nord e Sud (il 30%) pare dunque ascrivibile a fattori fuori del controllo delle scuole e degli insegnanti meridionali. È legittimo supporre che un'analisi svolta a un maggior livello di disaggregazione territoriale e che utilizzi un set più ampio di variabili contestuali potrebbe ulteriormente assottigliare l'incidenza della variabile *dummy* Nord/Sud. Un'indagine condotta sulle competenze matematiche rilevate da PISA 2003 (Bratti, Checchi e Filippin 2007) articolata fino al livello provinciale, che si è avvalsa anche di numerose altre variabili territoriali o, come definite in questo contributo, contestuali, quali per esempio lo stato dell'edilizia scolastica, ha finito per rendere statisticamente non significativa l'influenza sui punteggi della variabile identificativa dell'area Sud/Isole. Quindi, se la quota residua del divario Nord/Sud rimane certamente molto elevata, attribuire all'inefficienza e agli sprechi presenti nelle scuole meridionali tutta la responsabilità del divario, come sovente avviene in sede politica e nei media, alla luce dei dati disponibili appare un'interpretazione in parte fuori bersaglio ed eccessivamente stigmatizzante.

È da notare, infine, che rimane un'ampia zona grigia: la varianza non spiegata dai nostri modelli. Essa è pari a più della metà di quella totale e rimanda a fattori non osservati operanti a livello di territorio e d'istituto, ma soprattutto *whitin school*. Un'espressione, questa, che include sia la dimensione classe, la quale nell'istruzione è uno snodo cruciale, sia quella propriamente individuale.

Una conferma dell'assetto esplicativo qui delineato è fornita dall'analisi multilivello (individuale, di scuola, regionale) da noi condotta sugli stessi dati, che non riportiamo nel presente articolo per mancanza di spazio (Benadusi, Fornari e Giancola, 2010). Essa, come le altre eseguite in Italia sui dati PISA, ha rivelato che i modelli stimati hanno un forte potere predittivo delle differenze rilevate tra le scuole (varianza *between schools*), ma uno assai più debole delle differenze tra gli individui (varianza *whitin schools*). Dato che le variabili inserite nell'analisi multilivello coincidono in larga parte con quelle introdotte nei modelli di regressione qui presentati, si può presumere che, come appena affermato, la varianza residua sia da attribuire prevalentemente a differenze tra i singoli studenti. Differenze che si dovrebbe cercare di cogliere, laddove possibile, sia con una più ricca articolazione dei questio-

nari OCSE-PISA sia con indagini aggiuntive condotte a livello micro (Benadusi, Giancola e Viteritti 2008).

5.3 *Le implicazioni per le policy*

La nostra indagine mostra anzitutto come una politica volta ad aumentare l'efficacia o la qualità del nostro sistema d'istruzione obbligatoria – i quindicenni sottoposti ai test PISA stanno appunto per completare la scuola dell'obbligo – non possa prescindere dal proporsi al tempo stesso l'obiettivo dell'equità, oggi gravemente compromessa dall'esistenza di grandi divari di ordine sociale e territoriale. Divari che peraltro non sembrano trovare giustificazione in circostanze di fatto riferibili alla cosiddetta ideologia del merito. Come si è visto, la maggior parte della varianza dei punteggi, infatti, può esser fatta risalire a fattori che esulano dal merito individuale, almeno nei limiti in cui questo può essere catturato dai dati di PISA 2006. Gli studenti di origine sociale operaia o con scarso capitale culturale e le loro famiglie, dopo la licenza media, propendono a scegliere il professionale o il tecnico piuttosto che il liceo anche indipendentemente dalle competenze possedute, cioè per motivi connessi alle aspettative, ai calcoli di convenienza, talvolta anche al loro *habitus*. Tuttavia, l'effetto filiera, in associazione o in aggiunta all'effetto ESCS medio, farà sì che i giovani con un *background* familiare svantaggiato, iscritti prevalentemente al professionale e al tecnico, acquisiscano un livello di competenze-chiave mediamente inferiore a quello dei giovani dallo *status* familiare alto, che sono iscritti prevalentemente al liceo. Si comprende così come il divario in termini di competenze, sebbene inizialmente limitato, vada progressivamente accrescendosi lungo il percorso dell'istruzione secondaria superiore. E che si porti alla fine su livelli più vicini a quelli, che appaiono molto pronunciati anche al confronto internazionale, evidenziati dalle ricerche sulla disuguaglianza sociale delle opportunità rispetto al conseguimento del diploma.

Date queste premesse, una politica indirizzata congiuntamente all'efficacia e all'equità deve innanzitutto puntare a ridurre i vistosi scarti oggi esistenti fra le competenze-chiave di chi frequenta il liceo e quelle di chi frequenta l'istituto tecnico o, ancora di più, un istituto professionale (su tale problematica che investe in pieno la questione della riforma degli ordinamenti scolastici, in particolare con riguardo alle modalità di completamento dell'obbligo, si rinvia al contributo per il Rapporto 2010 della Fondazione Agnelli a firma Luciano Benadusi e Orazio Niceforo).



A questa prima indicazione per le *policy* se ne possono poi aggiungere altre. Occorre trovare nella fascia dell'obbligo un modo per ridurre le differenze tra istituti scolastici in termini di *background* aggregato (ESCS medio), il che significa contrastare i fenomeni di segregazione e favorire invece composizioni sociali e culturali eterogenee. A tale proposito, vale la pena di rammentare che le nostre analisi non offrono alcun sostegno all'ipotesi che l'omogeneità paghi di più dell'eterogeneità in termini di risultati, quanto meno di risultati medi. Certamente, non è facile muoversi nella direzione qui indicata e comunque se lo si facesse andrebbe preso in considerazione tutto un ventaglio di possibili strumenti, dalla pianificazione territoriale della rete scolastica all'edilizia, dai trasporti per gli studenti a forme di incentivazione mirata¹². A complemento o in alternativa a una politica di questo tipo si potrebbe rafforzare quanto si è già cominciato a fare nel nostro paese per combattere la dispersione scolastica nelle aree e negli istituti a rischio; occorrerebbe allestire un piano di interventi contro la dispersione e l'insuccesso scolastico paragonabile, per il livello d'impegno e per l'ampiezza della strumentazione, alle più riuscite esperienze straniere.

Un ulteriore suggerimento concerne quelle che abbiamo chiamato le «variabili motivazionali, curricolari ed esperienziali» (o, sinteticamente, di «contatto con la scienza»), cioè caratteristiche soggettive che hanno un impatto significativo sui risultati e che si sono evidenziate in una certa misura indipendenti dai contesti socio-territoriali degli individui e delle scuole. Su questi fattori le macropolitiche e le micropolitiche scolastiche dovrebbero cercare di incidere con maggiore efficacia, anche nel senso di rafforzare i programmi diretti a superare il persistente gap di genere nell'apprendimento della matematica e delle scienze, favorendo lo sviluppo d'interessi e vocazioni scientifiche tra le femmine fin dal ciclo iniziale dell'istruzione.

Infine, occorre fare qualcosa per salvare la scuola del Sud e delle Isole dalla drammatica arretratezza che i dati PISA mettono in luce. Come mostra la nostra analisi, questa dipende in parte da fattori contestuali su cui scuole e insegnanti non sono in grado di incidere. Per contrastarla non servono indiscriminati e ingiusti processi, bisogna sì allestire un corretto sistema di premi e sanzioni ma questo non può funzionare senza investire in un piano per il riscatto della scuola meridionale risorse adeguate alla difficoltà dell'impresa. La regionalizzazione della *governance* dell'istruzione, prevista dal nuovo Titolo v della Costituzione, non può considerarsi di per sé positiva, al contrario può allargare ulteriormente

il divario se non sarà accompagnata da un lato da un forte investimento per il miglioramento della scuola meridionale (insegnanti, valutazione, edilizia) e dall'altro da serie politiche di riequilibrio degli scarti, tanto economici quanto culturali, fra i territori. Il federalismo di cui abbiamo bisogno è dunque, come afferma anche il recente Rapporto della Fondazione Agnelli, un federalismo di tipo solidaristico anziché di tipo egoistico.



Note

¹ Anche in questo caso la disaggregazione operata dall'OCSE in due distinte macro-aree, con la Calabria aggiunta alla Sicilia e alla Sardegna, non ci è apparsa convincente. Vedremo più avanti quali sono le differenze che emergono dai dati PISA all'interno delle due macro-aree accorpate – Nord e Sud – nelle quali sono stati effettuati sovra campionamenti a livello regionale o provinciale.

² L'indice ESCS è una combinazione lineare delle variabili prodotte dalle risposte degli studenti e relative all'occupazione, all'istruzione dei propri genitori e al possesso di beni culturali a casa.

³ Sono considerati «irregolari» i quindicenni che risultano frequentare il 1° anno della secondaria superiore piuttosto che il 2°. Tali studenti sono quindi in ritardo di un solo anno, posto che i quindicenni rimasti ancora nella scuola media erano esclusi dal nostro campione. Gli studenti in anticipo sul percorso scolastico (primini) sono stati inseriti nella categoria «studenti regolari» vista la loro scarsa numerosità (inferiore al 3% del campione oggetto di questo studio, mentre gli irregolari sono pari al 14,5%). Resta da notare che da un confronto delle medie nei tre gruppi (irregolari, regolari, primini) emerge una differenza di *performance* statisticamente significativa a favore degli studenti che già frequentano il 3° anno della secondaria superiore (irregolari 422 punti, regolari 489 punti, primini 508 punti).

⁴ La deviazione standard di ESCS medio nella scuola è una misura dell'omogeneità/disomogeneità del *background* socio-culturale nella scuola stessa. A tale proposito ci sono diverse ipotesi: taluni affermano che la disomogeneità migliori le *performance* in quanto stimolerebbe l'apprendimento degli studenti svantaggiati, senza nuocere o addirittura favorendo quello degli studenti più brillanti, specie se affrontata attraverso strategie didattiche quali il *cooperative learning*. Altri che le sfavorisca, dal momento che essa richiede agli insegnanti di gestire didatticamente e disciplinarmente casi individuali troppo diversi. Altri ancora, infine, sostengono che l'effetto della disomogeneità sia legato al *background* medio nella scuola. Nelle scuole con basso *background* medio la disomogeneità avrebbe un impatto negativo sulle *performance* mentre nelle scuole con alto *background* medio la disomogeneità produrrebbe un impatto positivo sugli apprendimenti (effetto traino). Per un'illustrazione delle diverse posizioni si rinvia a Gorard (2002, 2004).

⁵ Le quattro variabili sono state selezionate in base a un procedimen-



to di regressione *step-wise* tra le numerose della stessa natura presenti nel *dataset* PISA 2006, tenendo conto della loro collinearità e della significatività statistica nei vari modelli di regressione.

⁶ Anche controllando il modello con l'inserimento della variabili motivazionali e sull'apprendimento curricolare/extra curricolare relativamente alle scienze, l'assetto dei tre modelli non cambia. Per motivi di sintesi non riportiamo la tabella.

⁷ Tale tipo di tecnica statistica (appartenente alla famiglia delle analisi fattoriali) partendo dalle variabili originarie e dalla correlazione tra queste, le sintetizza in un numero ridotto di variabili latenti che, massimizzando la varianza riprodotta, sintetizzano il contenuto informativo delle variabili di origine. Per la descrizioni estesa dei coefficienti, rimandiamo a Benadusi, Fornari, Giancola (2010).

⁸ La variabile «Effetto filiera *vs* Effetto background medio» è stata ottenuta applicando un'Analisi in Componenti Principali (ACP) al fine di avere in un'unica variabile le informazioni prodotte da un set di regressioni elaborate per le tredici aree territoriali: beta standard dell'ESCS medio, della *dummy* Liceo e della *dummy* Tecnico (Benadusi, Fornari, Giancola, 2010). A valori positivi di questa variabile corrisponde una prevalenza dell'effetto filiera mentre a valori negativi corrisponde una prevalenza dell'effetto ESCS medio. Nella zona centrale della distribuzione (valori prossimi allo zero) i due effetti si bilanciano.

⁹ La nostra analisi è per certi versi in linea con il modello delle «Tre Italie» di Basgnaco (1977) da un punto di vista di macro differenziazione tra i territori. A un livello maggiormente analitico (come nell'analisi sulle aree sovra campionate) essa se ne discosta per avvicinarsi al modello a 5 *cluster* territoriali riportato da Ricolfi (2007), pur con significative differenze (come nel caso dell'Emilia Romagna). È da precisare comunque che gli indicatori e le relative fonti di dati usate dagli autori sopra citati erano del tutto differenti da quelle alla base della nostra analisi.

¹⁰ A partire dal rapporto Coleman (1966), i *peer effects* e la connessa problematica della segregazione scolastica sono stati al centro di molte analisi sociologiche ed economiche sulle diseguaglianze nell'istruzione. A titolo di esempio della copiosa letteratura in materia si citano qui i lavori di Gamoran (1992), Zimmer e Toma (1999), Echenique, Fryer, Kaufman (2006), Damon (2007), Gorard (2009).

¹¹ La stessa segregazione culturale o «accademica» sembra non avere particolare influenza sui risultati medi a livello di istituto. È comunque interessante notare che la correlazione fra punteggio medio e deviazione standard dei punteggi, seppure appena accennata, è di segno positivo ($r=0,15$).

¹² La più nota esperienza di desegregazione (etnica) è stata l'esperienza americana del *busing*, ma altri paesi hanno registrato tentativi di regolazione, diretta o indiretta, delle iscrizioni; per esempio il Belgio francofono dove nel 2008 è stato emanato un apposito decreto, poi annullato per le resistenze incontrate (Delvaux 2009). Più praticabili sembrano essere forme di regolazione indiretta basate su incentivi (De-meuse et al. 2010). Un ruolo fondamentale nell'intervento sulle aree di «interdipendenza competitiva» fra le scuole al fine di evitare la segre-

gazione può essere giocato dalle istituzioni di *governance* intermedia sul territorio (Maroy 2006).



Bibliografia

- Abburrà, L. (a cura di) (2005), *PISA 2003: il Piemonte e gli altri*, Torino, Istituto Ricerca Economico Sociali del Piemonte.
- Ball, S. J. (2003), *Class strategies and the education market: The middle class and social advantage*, London, Routledge Falmer.
- Bagnasco, A. (1977), *Tre Italie. La problematica territoriale dello sviluppo italiano*, Bologna, Il Mulino.
- Ballarino, G., e Checchi, D. (a cura di) (2006), *Sistema scolastico e disuguaglianza sociale*, Bologna, Il Mulino.
- Barthon, C., & Monfroy, B. (2010), *Socio-spatial schooling practices: a spatial capital approach*. *Educational Research and Evaluation*, N.16 (2), 87-101.
- Benadusi, L. (2001), *Equity and Education*, in Hutmacher, H., & Cochrane, D., & Bottani, N. (eds) (2001), *In pursuit of equity in education*, Boston/London, Kluwer Academic Press.
- Benadusi, L. e Bottani N. (a cura di) (2006), *Uguaglianza ed equità nella scuola*, Milano, Erickson.
- Benadusi, L., Giancola, O. e Viteritti, A. (a cura di) (2008), *Scuole in azione tra equità e qualità, Pratiche di ricerca in Sociologia dell'Educazione*, Milano, Guerini e Associati.
- Benadusi, L., Piccone Stella, S. e Viteritti, A. (a cura di) (2009), *Dispari parità. Genere tra educazione e lavoro*, Milano, Guerini e Associati.
- Benadusi, L., Fornari, R. e Giancola, O. (2010), *La questione dell'equità scolastica in Italia*, Working Paper 26, Torino, Fondazione Giovanni Agnelli.
- Benadusi, L. e Niceforo, O. (2010), *Obbligo scolastico o di istruzione ed equità, pratiche locali ed azioni di sistema*, Working Paper 27, Torino, Fondazione Giovanni Agnelli.
- Bianchi, L. e Gattei, S. (2006), *La scuola nel Mezzogiorno tra progressi e ritardi*, Bologna, Il Mulino.
- Boudon, R. (1979), *Istruzione e mobilità sociale*, Torino, Zanichelli.
- Bourdieu, P. e Passeron J.C. (1972), *La riproduzione. Elementi per una teoria del sistema scolastico*, Rimini, Guaraldi.
- Bourdieu, P. e Passeron, J.C. (1976), *I delfini. Gli studenti e la cultura*, Rimini, Guaraldi.
- Bratti, M., Checchi, D. e Filippin, A. (2007), *Da dove vengono le competenze degli studenti? I divari territoriali nell'indagine OCSE PISA 2003*, Bologna, Il Mulino.
- Cipollone, P. e Sestito, P. (2010), *Il capitale umano*, Bologna, Il Mulino.
- Coleman, J.S. (1966), *Equality of Educational Opportunity*, Government Printing Office.
- Damon, C. (2007), *Selective Schools and Academic Achievement*, Working Paper N. 3182, Institute for the Study of Labor (IZA).



- Delvaux, B. (2009), *De la difficulté de réguler l'affectation des élèves aux écoles. Le cas de la Communauté française de Belgique*, Paper presentato al Seminario internazionale «Penser les marchés scolaires», organizzato dall'Université de Genève, dal GGAPE e dal RAPPE.
- Demeuse, M., Derobertmeasure, A. & Friant, N. (2010), Differentiated financing of schools in French-speaking Belgium: perspectives for regulating a school quasi-market. *Educational Research and Evaluation*, 16 (2).
- Duru-Bellat, M. (2003), *Inégalités sociales à l'école et politiques éducatives*, Paris, UNESCO.
- Duru-Bellat, M. e Suschaut, B. (2006), Organizzazione del sistema scolastico e disuguaglianze sociali di rendimento scolastico: gli insegnamenti dell'Indagine PISA 2000, in Benadusi, L., & Bottani N. (a cura di) (2006), *Uguaglianza ed equità nella scuola*, Milano, Erickson.
- Echenique, F., Fryer, R. & Kaufman, A. (2006), Is School Segregation Good or Bad?, *American Economic Review*, N. 96 (2), 134-162.
- Esping-Andersen, G. e Mestres J. (2003), Ineguaglianza delle opportunità ed ereditarietà sociale, *Stato e Mercato*, N. 67, 2003.
- Fornari, R., Giancola, O. e Salmieri, S. (2009), Traiettorie scolastiche, titoli di studio e percorsi lavorativi, in L. Benadusi, S. Piccone Stella e A. Viteritti (a cura di) (2009), *Dispari parità. Genere tra educazione e lavoro*, Milano, Guerini e Associati.
- Gambetta, D. (1990), *Per amore o per forza? Le decisioni scolastiche individuali*, Bologna, Il Mulino.
- Gamoran, A. (1992), The variable effects of high school tracking, *American Sociological Review*, 57 (6), 812-828.
- Gasperoni, G. (a cura di) (2008), *Le competenze degli studenti in Emilia-Romagna. I risultati di PISA 2006*, Bologna, Il Mulino.
- GERESE (Groupe Européen de Recherche sur l'Équité des Systèmes Éducatifs) (2005), *L'équité des systèmes éducatifs européens. Un ensemble d'indicateurs*, Service de pédagogie théorique et expérimentale, Université de Liège.
- Giancola, O. (2009), *Performance e diseguaglianze nei sistemi educativi europei*, Napoli, ScriptaWeb.
- Giancola, O. e Fornari, R. (2009), La scuola e l'università: sorpasso e ricomposizione, in L. Benadusi, S. Piccone Stella e A. Viteritti (a cura di) (2009), *Dispari parità. Genere tra educazione e lavoro*, Milano, Guerini e Associati.
- Gorard, S. & Taylor, C. (2002), What is segregation? A comparison of measures in terms of strong and weak compositional invariance, *Sociology*, 36 (4), 875-895.
- Gorard, S. (2004), Comments on «modelling social segregation» by Goldstein and Noden, *Oxford Review Of Education*, 30 (3), 435-440.
- Gorard, S. (2009), Does the index of segregation matter? The composition of secondary schools in England since 1996, *British Educational Research Journal*, 35 (4), 221-243.
- Hutmacher, H., Cochrane, D., & Bottani, N. (eds) (2001), *In pursuit of equity in education*, Boston/London, Kluwer Academic Press.
- Lafontaine, D. (2009), Quasi-marché, mécanismes de segregation et

mixité en Communauté française de Belgique, Paper presentato al Seminario internazionale «Penser les marchés scolaires», organizzato dall'Université de Genève, dal GGAPE e dal RAPPE.

Maroy, C. (2006), *Ecole, regulation et marché*, Paris, PUF.

OCSE. (2007), (2008), (2009), *Regards sur l'éducation: les indicateurs de l'OCDE*, Parigi, OCSE.

OCSE-PISA (2005), *School Factors Related to Quality and Equity. Results from PISA 2000*, Parigi, OCSE.

Ricolfi, L. (2007), *Le tre società*, Milano, Guerini e Associati.

Schizzerotto, A. (a cura di) (2002), *Vite ineguali*, Bologna, Il Mulino.

Schizzerotto, A. e Barone, C. (2006), *Sociologia dell'istruzione*, Bologna, Il Mulino.

Siniscalco, M. T. (a cura di) (2005), OCSE PISA 2003. *Il livello di competenza dei quindicenni lombardi in matematica, lettura, scienze e problem solving*, Milano, Franco Angeli.

Zimmer, R.W. & Toma, F. (1999), Peer effects in private and public schools across countries, *Journal of Policy Analysis and Management*, 19 (1), 75-92.

Abstract. This paper is based on analysis of data provided by the international survey of OECD-PISA 2006 for Italy (in particular for the 13 over-sampled territories). The aim is to identify the mechanisms on which depend the effectiveness and equity of teaching and learning processes of basic competences in science. According to this, three levels have been considered comparatively during the analysis – student, school and territory level – to draw a map of Italy from the point of view of the effectiveness and equity and of the mechanisms that generate them. Lastly, the paper is focused on a better understand of the relationship between the two main factors of inequality empirically emerged, the first one linked to the territory and the second one to the «streaming» in the upper secondary education, and their relationship with the socio-cultural background of students. The most important results are: the absence of a trade-off between effectiveness and equity; the importance of socio-cultural background of students on performance overall when it is «aggregated» at school level (peer effects), and its strongly association with the type of school attended; the necessity to overcome the north-south dichotomy to describe the Italian reality.

Keyword: Equity, Effectiveness, Social inequality in education, Regional inequality in education.