

Struttura del sistema scolastico e selezione sociale[†]

Daniele Checchi (Università degli Studi di Milano)

Francesco Zollino (Servizio Studi Banca d'Italia)

Introduzione

Il ruolo dell'istruzione come motore della mobilità sociale è un risultato acquisito da ampia letteratura teorica, che, avviatasi alla fine degli anni sessanta, ha recentemente ricevuto una arricchita sistemazione concettuale nell'ambito dell'analisi della crescita endogena. Tra i contributi più rilevanti, il processo di finanziamento e produzione del capitale umano è oggetto di un'articolata formalizzazione in presenza di agenti eterogenei, in termini di accesso al mercato del credito e/o di ambiente socio-economico di riferimento. Da un punto di vista normativo, il disegno delle politiche per l'istruzione travalica la tradizionale tematica dell'allocazione di risorse finanziarie, coinvolgendo l'identificazione dell'appropriato livello di governo preposto alla loro gestione e un campo allargato di interventi, volti a influenzare la qualità dell'ambiente sociale in cui è localizzato il sistema scolastico. Ne consegue che la valenza redistributiva e l'efficacia nel progresso delle conoscenze, collegate a date risorse spese nella formazione scolastica, possono dipendere in misura cruciale dai processi di selezione sociale, sottostanti la qualità delle interazioni di gruppo sia all'interno dell'istituto di istruzione, sia nel territorio circostante.

Il lavoro indaga empiricamente la rilevanza di questa tematica in riferimento alle condizioni di accesso all'istruzione in Italia, in particolare ai suoi livelli superiori (scuola secondaria e università). La scelta di questi ultimi è legata alla constatazione che mentre è facile riscontrare un ampio consenso circa i guadagni di benessere collettivi derivanti dall'istruzione primaria, al punto da giustificare l'introduzione di obblighi minimi di scolarità, nel caso dell'istruzione superiore gli atteggiamenti appaiono più diversificati. La presenza di un rendimento individuale per chi acquisisce un livello di istruzione superiore a quello dell'obbligo indica un potenziale incentivo economico al proseguimento degli studi. In assenza di ostacoli, di tipo economico e/o culturale, ciascun individuo sarebbe in grado di cogliere tali incentivi, acquisendo il livello di istruzione ritenuto più congeniale alle proprie preferenze. Questa situazione, corrispondente ad una "uguaglianza delle opportunità di accesso", può essere alternativamente riformulata in termini di "indipendenza dalle origini familiari": le scelte scolastiche di una generazione non risultano condizionate dalle scelte della generazione precedente. La motivazione del lavoro è che questa situazione ideale non trova rispondenza nell'esperienza del nostro paese, dove riscontriamo al contrario innumerevoli episodi di evidenza empirica di segno opposto.

Un esempio importante è illustrato nella tavola 1, tratta dall'Indagine sul bilancio delle famiglie condotta della Banca d'Italia per l'anno 1998 e relativa ai capifamiglia (sia

[†] Ringraziamo Giancarlo Gasperoni (Istituto Cattaneo-Bologna) per aver reso disponibili i dati relativi all'indagine sui diplomati della scuola secondaria, condotta nell'anno accademico 1992-93.

nella generazione dei padri che in quella dei figli). Se ne possono evincere due fenomeni di particolare interesse. Da un lato, il livello di scolarità ha segnato un significativo innalzamento nell'arco di un trentennio¹: mentre un terzo del totale dei genitori non aveva alcun titolo di studio e metà non andava oltre la licenza elementare, quasi un terzo dei figli raggiunge oggi il diploma di media superiore. Dall'altro si nota una significativa correlazione positiva tra i titoli di studio delle due generazioni²: avere un padre laureato fornisce al figlio una probabilità pari a quasi 2/3% di laurearsi a sua volta, mentre per un figlio di un genitore senza titolo la stessa probabilità è pari solo a 1.5%.³

Tavola 1 – Relazione tra istruzione dei padri e istruzione dei figli –
Italia 1998 – valori percentuali – 6784 individui

Figli → padri ↓	senza titolo	Elementa re	Media inferior e	media superior e	Laurea o oltre	Totale figli
Senza titolo	19.22	48.20	21.02	10.05	1.50	30.37
Elementare	1.34	23.97	35.90	33.04	5.75	48.45
Media inferiore	0.40	5.31	21.65	57.24	15.41	11.10
Media superiore	0.00	2.39	11.35	54.38	31.87	7.40
Laurea o oltre	0.55	0.55	3.30	31.32	64.29	2.68
Totale padri	6.54	27.03	27.11	30.28	9.04	100.00

Fonte: elaborazioni su dati Banca d'Italia (2000).

L'accresciuta scolarità non sembra quindi essersi accompagnata ad una maggior equità delle opportunità di accesso, e di conseguenza ad una maggior democraticità della società italiana. Sorge così l'interesse di individuare quali fattori contribuiscano a perpetuare i fenomeni di stratificazione sociale in Italia, pur in un contesto di crescente domanda di scolarità. Appare infatti poco convincente che questi siano primariamente riconducibili all'esistenza di vincoli di liquidità, in considerazione del fatto che la scuola italiana è pressoché gratuita fino all'assolvimento dell'obbligo, e presenta costi relativamente contenuti anche ai livelli superiori.

In questo lavoro l'attenzione si concentra sulla rilevanza di due meccanismi istituzionali: la segmentazione degli indirizzi di istruzione nel livello secondario superiore (cioè la compresenza di licei e di istituti tecnici) e l'operare di istituti scolastici privati. Previo l'accertamento empirico della significatività di "effetti ambientali" nel processo di formazione individuale, l'ipotesi di lavoro è che sia l'autoselezione degli individui per scelte scolastiche, qualora queste siano difficilmente reversibili, a spiegare fenomeni di stratificazione sociale a valle del processo educativo, nonostante l'uguaglianza (teorica) delle opportunità di accesso. Ne consegue un'importante implicazione in merito alla crescente

¹ L'età media dei capifamiglia considerati in tavola 1 è di 44 anni, quella dei loro padri (teorica poiché potevano già essere deceduti nel 1998) è di 77 anni.

² Il test tau-b di Kendall (relativo all'indipendenza delle distribuzioni marginali) è pari a 0.52, rigettando così l'ipotesi nulla di indipendenza delle scelte scolastiche dei figli dai livelli conseguiti dai genitori.

³ L'*odds ratio*, ovvero il rapporto tra queste due probabilità, che fornisce una misura della disuguaglianza delle opportunità, tocca la ragguardevole cifra di 42.8. Questo significa che il figlio di un laureato ha 43 volte più chance di laurearsi di un figlio di un genitore senza titolo di studio.

popolarità dell'introduzione di buoni scuola, che dovrebbero nelle intenzioni allargare le possibilità di scelta delle famiglie, accrescendo quindi l'uguaglianza nozionale nelle condizioni di partenza. Nella realtà, la disponibilità di tali buoni rischia di non migliorare affatto le condizioni di equità nell'accesso alle carriere scolastiche, se nel contempo non si provi ad attenuare i fattori che alimentano i processi di autoselezione delle famiglie e a rendere più fluidi i diversi percorsi formativi che caratterizzano attualmente il sistema scolastico secondario in Italia.

Il lavoro è organizzato in quattro sezioni. Nella prima si presenta una rassegna essenziale della letteratura, essenzialmente americana, circa l'impatto dei fattori sociali nel favorire il conseguimento di risultati scolastici di eccellenza - a parità di risorse finanziarie assorbite dagli istituti di istruzione. Nelle due sezioni successive si propone una prima stima empirica dell'entità di tale fenomeno nel caso dell'esperienza italiana, rispettivamente per la scuola secondaria superiore e per la formazione universitaria. La quarta sezione conclude sottolineando le principali implicazioni normative dei risultati empirici.

1. Contesto sociale e successo scolastico: una rassegna essenziale della letteratura

La rilevanza del contesto sociale, interno ed esterno alla scuola, nell'influenzare lo sviluppo delle capacità cognitive dello studente rappresenta un tema da lungo tempo al centro del dibattito sul disegno delle politiche dell'istruzione, in particolare nel mondo statunitense. Il nodo principale è rappresentato dalle misure correttive necessarie a migliorare sia l'uguaglianza delle opportunità di eccellenza scolastica tra le categorie sociali, sia il risultato scolastico mediamente ottenuto dagli studenti americani, al cospetto del recente, cospicuo incremento della spesa in istruzione, sia pubblica sia privata. All'origine del dibattito è l'evidenza inizialmente riscontrata nel Rapporto Coleman (1966) che i modelli di comportamento e il bagaglio culturale dei propri pari esercitano un ruolo preminente sul risultato scolastico di uno studente rispetto agli input convenzionali, come la qualità degli insegnanti, la dimensione della classe e le risorse finanziarie assorbite dalle strutture didattiche. Un'ampia letteratura empirica ha successivamente indagato la robustezza del risultato rispetto ad affinamenti delle metodologie di stima e delle misure sia dell'esito scolastico, sia della varietà di fattori che lo possono determinare. In questo paragrafo se ne illustrano i principali risultati, concludendo con brevi riferimenti alle implicazioni normative suggerite dai contributi teorici più recenti.

In primo luogo l'indicazione di un impatto trascurabile degli input convenzionali, quali il corpo docente e le strutture didattiche, pur confermata in indagini successive e in paesi differenti dagli Stati Uniti (Henderson e al., 1978 e, per una rassegna, Hanushek, 1986), è in parte riconducibile a una distorsione negativa dovuta a errori di misurazione. Questi originano sia dal livello di disaggregazione dei dati impiegati, che sono spesso riferiti al distretto o alla scuola e non a livello di classe del singolo studente - pregiudicando quindi la corretta misurazione degli strumenti che gli sono effettivamente disponibili - sia dalla difficoltosa caratterizzazione della qualità di quegli strumenti. Nel caso del corpo docente, per esempio, questa può essere invariante al rapporto insegnanti/studenti, che rappresenta una misura comunemente impiegata, e dipendere più direttamente dal titolo di studio e l'esperienza didattica dell'insegnante, la cui rilevazione statistica è più problematica. Laddove questa classe di dati è disponibile, ancor più se a livello di singolo studente, l'evidenza empirica segnala che la qualità degli insegnanti contribuisce significativamente al

buon esito scolastico, in misura più accentuata per i gruppi di studenti inizialmente sfavoriti (Summers-Wolfe, 1977 e Hanushek, 1986)⁴. Anche la specificazione della forma funzionale contribuirebbe alla scarso impatto sul risultato scolastico da parte degli input convenzionali, che è generalmente riscontrato nelle ipotesi di separabilità e omoteticità della “funzione” di istruzione. Qualora quest’ultima sia specificata in forma flessibile, la significatività di quegli input si afferma chiaramente (Figlio, 1999).

In secondo luogo, il ruolo degli input convenzionali si conferma comunque relativamente limitato rispetto a quello del contesto familiare e sociale dello studente (Evans e al., 1992 e Robertson-Symon, 1996). L’ambiente familiare risulta in particolare molto importante, sia se misurato dalla dimensione e composizione del nucleo familiare, oppure dal livello di istruzione, dall’occupazione e dal reddito dei genitori, oppure ancora dalla disponibilità di strumenti didattici in ambiente domestico⁵. Anche la composizione della classe scolastica esercita un effetto rilevante nel processo di istruzione, in quanto sintesi del sistema di valori cui lo studente è esposto al di fuori dell’ambito familiare. In questo caso il risultato conseguito dal singolo studente appare empiricamente crescente con l’intensità delle sue relazioni con un ambiente sociale funzionale all’impegno scolastico. Questo fattore, identificato in letteratura come *peer group effect*, è ricorrentemente misurato in termini della percentuale di studenti appartenenti a gruppi sociali svantaggiati oppure del valore medio, tra i compagni di classe, dei risultati scolastici e/o delle sottostanti variabili socio-economiche⁶. Come sarà successivamente precisato, la separazione di questo fattore dall’ambiente familiare è empiricamente soggetta a importanti problematiche metodologiche.

In terzo luogo, l’intensità del *peer group effect* appare significativamente differente per categorie di studenti: quelle inizialmente più svantaggiate risultano beneficiare di una elevata qualità nella composizione della scolaresca in misura maggiore rispetto a quelle inizialmente avvantaggiate. Il risultato è comune all’esperienza americana (Argys e al. 1996, in aggiunta agli studi già citati) e a quella di una varietà di paesi industriali (Zimmer e Toma, 2000), segnalando un potenziale ostacolo alla parificazione delle opportunità di successo scolastico derivante dalla presenza di scolaresche omogenee per condizioni socio-economiche. Raffrontata con il limitato impatto dei cosiddetti input convenzionali, l’indicazione sottolinea l’importanza dei fattori istituzionali sottostanti le dinamiche di segregazione scolastica nel determinare i risultati di equità conseguiti dalle politiche

⁴ È interessante notare che, tra i molteplici studi sull’esperienza americana, la frequenza di stime significative del coefficiente degli input convenzionali è crescente con il livello di aggregazione considerato, dalla scuola allo stato. Questa circostanza potrebbe indicare una confortante attenuazione della distorsione verso il basso altrimenti dovuta agli errori di misurazione; come è argomentato in Hanushek e al. (1996), potrebbe al contrario essere il risultato dell’accentuazione di un altro tipo di distorsione, questa volta verso l’alto, che sarebbe dovuto alla sistematica omissione dell’impatto della differente regolamentazione scolastica a livello di stato nel sistema federale americano.

⁵ L’elevato coefficiente dell’ambiente familiare tuttavia riflette la distorsione causata dall’omissione della variabile relativa al talento innato dello studente, generalmente di ardua misurazione (Hanushek, 1979).

⁶ La connotazione del *peer group effect* è stata prevalentemente in termini di percentuale di studenti appartenenti a differenti etnie e razze nel dibattito americano immediatamente successivo al Rapporto Coleman; a partire dalla fine degli anni settanta è diventato più comune il riferimento a valori medi di variabili che approssimino l’abilità degli studenti. In questo caso, un’ulteriore componente è rappresentata dalla dispersione di quelle variabili, a parità del loro valore medio: una classe con attributi scolastici molto differenziati può plausibilmente generare esternalità differenti rispetto a una situazione di elevata uniformità (Kremer, 1997)

pubbliche di istruzione, a parità delle risorse finanziarie ad esse assegnate. La circostanza è rafforzata dall'evidenza, laddove testata, di rendimenti decrescenti nella qualità media delle relazioni sociali, che rivelano potenziali guadagni di efficienza derivanti dalla diversificazione nella composizione socio-economica della scolaresca (Henderson e al. 1978, Robertson-Symon 1996, Zimmer-Toma 2000).

Un ulteriore risultato empirico si basa sulla considerazione che la qualità del capitale sociale sottostante il *peer group effect* - dunque l'efficacia della trasmissione intergenerazionale di valori positivi che può compiersi all'interno della classe - riflette in parte la struttura organizzativa della comunità esterna. Sulla base di questo presupposto, alcuni autori hanno trovato evidenza a favore del conseguimento di migliori risultati nelle scuole private confessionali, in maggior misura per quelle cattoliche, rispetto alle scuole private indipendenti e a quelle pubbliche (Coleman e al., 1982 e Coleman-Hoffer, 1987). *Ceteris paribus*, l'inserimento della scuola nell'ambito delle strette relazioni sociali alimentate dalla comunanza religiosa determinerebbe una più efficace selezione delle regole di comportamento favorevoli al successo scolastico. Sulla base dell'esperienza americana, il risultato si rivela più solido qualora come indicatore di *performance* scolastica si consideri il tasso di abbandono piuttosto che l'esito di test standardizzati (Evans-Schwab, 1995)⁷.

La stima della relazione tra il risultato scolastico e la varietà di input considerati nella letteratura incontra alcuni importanti problemi di natura metodologica. Tra questi, le distorsioni già menzionate derivanti dal livello di aggregazione e dall'imprecisa misurazione della qualità del corpo docente e delle strutture didattiche. Un'ulteriore difficoltà deriva dall'omissione di variabili rilevanti, di cui non si dispone talvolta di rilevazione statistica, come nel caso del talento innato del singolo studente. Recentemente ha assunto un crescente interesse la possibile determinazione endogena della qualità delle interazioni sociali: i modelli di comportamento cui lo studente è esposto all'interno della classe possono essere conseguenza della scelta della scuola appositamente operata dai genitori per assicurare ai propri figli le migliori condizioni di apprendimento. In questa prospettiva l'importanza del *peer group effect* risulterebbe sovrastimata a causa di una distorsione di simultaneità, derivante dal fatto che quell'input rispecchia caratteristiche familiari non osservabili, che influenzerebbero allo stesso tempo anche l'output scolastico.

Alcuni recenti sviluppi dell'analisi teorica forniscono importanti contributi su questo aspetto, sottolineando la forte valenza del disegno istituzionale dell'offerta di istruzione, come qui si sintetizza brevemente⁸. In presenza di esternalità nella "produzione" di istruzione, l'incentivo alla segregazione sociale deriva dal miglioramento delle condizioni per il conseguimento del successo scolastico nelle comunità e/o nelle scuole di più elevato rango socio-economico: le famiglie più sensibili a questa opportunità sarebbero disposte a pagare un costo finanziario, se rientra nella loro possibilità, pur di appropriarsi di questo vantaggio e vivere nelle comunità più avvantaggiate e/o iscrivere i propri figli nelle scuole

⁷ La scelta della misura dell'output scolastico è alquanto controversa in letteratura, dove talvolta si privilegia il contributo dell'istruzione alla produttività remunerata sul mercato del lavoro (Card-Krueger 1995, Betts 1995). In questo caso, tuttavia, l'attenzione si concentra su misure sintetiche dell'esperienza scolastica, a livello individuale o aggregato, mentre si trascura la differente efficacia della singola scuola e l'articolazione dei differenti input nel processo di sviluppo delle capacità cognitive, che sono invece al centro del dibattito sul disegno delle politiche dell'istruzione di cui si riferisce nel testo.

⁸ I riferimenti principali sono a Benabou (1996) e a Epple-Romano (1998). Per una rassegna più dettagliata si rinvia a un precedente lavoro di uno degli autori (Zollino, 1995).

con il migliore ambiente sociale. In presenza di finanziamento dell'istruzione a carico del bilancio pubblico centrale, le dinamiche di selezione dell'ambiente sociale sono principalmente riconducibili al mercato immobiliare: la divaricazione territoriale degli affitti si rispecchierebbe nella composizione delle comunità locali, gradualmente separate per livelli crescenti di affitto e di qualità del contesto socio-economico, esterno e plausibilmente interno alla scuola. Qualora il finanziamento dell'istruzione sia a carico del bilancio locale, si introduce in aggiunta la possibilità di differenziazione della capacità di spesa delle scuole collocate in differenti comunità, con evidenti riflessi sulla qualità delle occasioni didattiche ivi offerte agli studenti. In presenza di finanziamento privato dell'istruzione, l'incentivo alla segregazione dell'ambiente scolastico può materializzarsi in massima misura: la retta di iscrizione è il prezzo di acquisto del *peer group*, che consente di selezionare gli studenti per abilità e per attributi socio-economici delle famiglie di provenienza⁹. In questo contesto è interessante considerare gli effetti della possibilità di scelta tra scuole pubbliche e scuole private. Innanzitutto una situazione virtuosa di concorrenza perfetta sarebbe preclusa dalla presenza stessa di esternalità nell'istruzione. L'equilibrio si configurerebbe al contrario con una chiara differenziazione dell'ambiente sociale all'interno dei due sistemi scolastici, quello privato caratterizzato dal migliore *peer group* e quello pubblico dal peggiore. L'offerta di buoni scuola tenderebbe ad accrescere il premio al talento implicitamente generato dalla scuola privata, allargando la divaricazione del suo ambiente sociale rispetto a quello della scuola pubblica.

2. Ambiente familiare ed effetti di vicinato nella scuola secondaria italiana

Da un punto di vista del disegno istituzionale, il sistema scolastico secondario italiano è normalmente classificato a un livello "intermedio" di stratificazione (Muller et al. 1977, Green et al. 1999). Tuttavia è stato spesso sottolineato come nei fatti esso operi in modo molto più selettivo, inducendo una più rigida canalizzazione dei destini scolastici e, successivamente, di quelli lavorativi. La liberalizzazione degli accessi universitari, che è stata formalmente introdotta nel nostro ordinamento nel 1969, resterebbe dunque attuata solo in parte in assenza di incisivi interventi di riforma dei cicli scolastici, tali da rendere effettivamente aperto (*comprehensive*) il sistema di istruzione secondario italiano¹⁰. In questa sezione si propone dapprima un'istantanea del grado di stratificazione di quest'ultimo e successivamente se ne indagano le determinanti.

Tavola 2 – Distribuzione degli intervistati per tipologia d'istituto e voto finale conseguito al termine della scuola media inferiore – Italia 1992 – valori percentuali

Giudizio conseguito al termine della scuola media:	istituti tecnici industriali	Istituti tecnici commerciali	licei scientifici	Licei classici	totale
Sufficiente	33.87	25.06	4.31	4.49	15.84

⁹ La domanda di un elevato *peer group* da parte delle famiglie più avvantaggiate potrebbe eventualmente indurle a finanziare borse di studio per attrarre studenti meno agiati, ma di spiccato talento.

¹⁰ E' interessante notare che verso questa direzione muoveva il riordino previsto dalla legge quadro n.30 del 10/2/2000, le cui disposizioni operative sono state tuttavia sospese per provvedimento ministeriale nel giugno 2001.

Buono	36.34	38.03	18.28	15.00	26.18
Distinto	18.91	24.38	29.79	28.12	25.68
Ottimo	10.87	12.53	47.63	52.39	32.30
Totale	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00

Fonte: elaborazioni su dati forniti dall'Istituto Cattaneo.

I dati impiegati sono desunti da un'indagine condotta dall'Istituto Cattaneo nell'anno scolastico 1992-93 su un campione di 6457 studenti iscritti all'ultimo anno di scuola superiore in quattro tipologie di indirizzo (liceo classico, liceo scientifico, istituto tecnico commerciale ed istituto tecnico industriale). Il disegno del campione prevede l'individuazione di un istituto per ogni tipologia in 23 capoluoghi di provincia, per un totale di 92 scuole secondarie sparse sul territorio nazionale.¹¹ In ciascun istituto sono state selezionate quattro classi dell'ultimo anno di corso, e agli studenti di queste classi è stata sottoposta una prova strutturata delle capacità scolastiche acquisite. Nonostante l'obiettivo della ricerca sia la misurazione di queste ultime e il loro confronto per diversi ordini di scuola, il questionario raccoglie anche informazioni sul *background* scolastico e familiare degli studenti, che si rivelano di particolare interesse per gli scopi del lavoro.

Da un punto di vista descrittivo, l'indagine segnala una decisa tendenza all'autoselezione da parte degli studenti tra i diversi indirizzi di scuola superiore sulla base dei risultati precedentemente conseguiti (tavola 2): gli studenti con giudizi di licenza media migliori si orientano prevalentemente verso i licei, quelli con giudizi inferiori verso gli istituti tecnici. Bisogna peraltro rammentare che il campione, in quanto composto di studenti giunti all'ultimo anno delle superiori, risente della selezione dovuta all'abbandono scolastico, che è noto concentrarsi nei primi anni e in misura più accentuata negli istituti tecnici. Nell'ipotesi che la probabilità di abbandono sia positivamente correlata con il giudizio di licenza media, il modello di ingresso nell'istruzione superiore potrebbe essere ancora più polarizzato di quanto appaia nella fase di uscita.

Oltre che per il merito conseguito a livello di scuola media inferiore, gli studenti del campione sembrano autoselezionarsi nelle diverse tipologie di istituto secondo la professione e il titolo di studio dei genitori (tavole 3 e 4). Padri operai e madri casalinghe, in possesso prevalentemente di licenza di scuola media inferiore, rappresentano la tipologia dominante degli iscritti negli istituti tecnici; padri impiegati o libero professionisti, con madri insegnanti, in possesso di diploma di scuola media inferiore o laurea rappresentano invece la modalità prevalente negli iscritti nei licei.

Tavola 3 – Distribuzione degli intervistati per tipologia d'istituto e condizione professionale dei genitori – valori percentuali

	Istituti tecnici industriali		Istituti tecnici commerciali		licei scientifici		licei classici		totale	
	Padre	madre	Padre	madre	padre	Madre	padre	madre	padre	madre
casalingo/a	0.00	49.68	0.06	46.01	0.00	31.7	0.00	27.88	0.02	38.11
Operaio	35.64	17.64	25.18	12.34	9.00	4.64	9.57	4.31	18.88	9.26

¹¹ Si veda l'appendice in Gasperoni (1996)

coltivatore diretto	1.83	2.19	1.25	1.43	1.31	0.76	1.00	0.30	1.33	1.12
Artigiano	11.65	3.04	8.67	2.56	5.62	1.85	3.78	1.78	7.20	2.26
Commerciante	6.07	5.30	10.04	7.36	6.93	5.57	7.09	5.50	7.55	5.92
Impiegato	33.03	15.81	34.91	21.45	37.04	25.91	30.42	22.39	33.94	21.72
Insegnante	1.76	3.95	1.50	5.30	9.33	24.77	10.75	31.54	6.14	17.24
Dirigente	3.53	0.14	5.99	0.50	13.64	1.42	14.18	1.36	9.71	0.90
Libero professionista	4.66	1.34	8.17	2.37	13.75	2.67	19.96	4.25	12.02	2.72
Imprenditore	1.20	0.28	3.30	0.44	3.00	0.55	2.78	0.47	2.63	0.44

Nota: “operaio” include: bracciante, salariato, lavorante a domicilio, affittuario, operaio.
“Artigiano” e “commerciante” includono “con” e “senza dipendenti”. Le colonne non sommano esattamente a 100 per via delle risposte mancanti.

Tavola 4 – Distribuzione degli intervistati per tipologia d’istituto e titolo di studio dei genitori – valori percentuali

	istituti tecnici industriali		Istituti tecnici commerciali		licei scientifici		licei classici		totale	
	padre	madre	Padre	Madre	padre	Madre	padre	madre	padre	madre
nessun titolo di studio	1.62	2.75	1.12	2.24	0.44	0.38	0.30	0.47	0.82	1.37
licenza elementare	28.72	38.53	26.43	34.91	8.24	11.51	7.03	9.69	16.82	22.62
licenza di scuola media	41.92	38.67	36.53	36.16	23.08	24.17	18.96	18.67	29.39	28.82
diploma di scuola secondaria	25.55	18.35	29.93	24.31	42.12	44.35	36.09	43.18	33.99	33.51
laurea	1.91	1.41	5.55	2.24	25.70	19.26	37.27	27.88	18.60	13.46

Nota: Le colonne non sommano esattamente a 100 per via delle risposte mancanti.

Come ulteriore indicazione di persistenza delle carriere scolastiche, il giudizio scolastico all’uscita dalla scuola dell’obbligo in Italia risulta crescente con il livello di scolarità dei genitori, con una relazione strettamente monotona secondo i dati dell’indagine¹². Se la scuola dell’obbligo riuscisse a compensare perfettamente i divari culturali preesistenti a livello familiare, la distribuzione dei risultati conseguiti a livello di scuola media inferiore, riportata su ciascuna riga della tavola 5, risulterebbe invariante con il titolo di studio dei genitori, come sarebbe teoricamente richiesto dalla condizione di uguaglianza nelle opportunità di accesso alla scuola superiore.

Il meccanismo con cui si produce la stratificazione sociale in Italia intreccia quindi almeno quattro elementi: il grado di istruzione dei genitori, la loro collocazione sociale, la tipologia di scuola secondaria e le capacità individuali dello studente. Tali elementi interagiscono in modo difficile da districarsi: il titolo di studio dei genitori può condizionare sia la scelta dell’indirizzo scolastico dei figli sia la quota di risorse finanziarie assegnate alla loro istruzione; la condizione professionale dei genitori influenza più in generale il vincolo di bilancio familiare e quindi la capacità di finanziamento di corsi di

¹² Il coefficiente di correlazione di rango tra le due variabili riportate in tavola 5 è pari a 0.24 (6.515 osservazioni).

studio di lunghezza diversificata;¹³ la collocazione sociale determina le aspirazioni che i genitori ripongono nei propri figli, e questo a sua volta si riflette nell'intensità della motivazione all'impegno scolastico che viene esercitata su questi ultimi. Infine, anche il talento innato del singolo studente interviene a influenzarne, *ceteris paribus*, la carriera scolastica.

Tavola 5 – Distribuzione degli intervistati per titolo di studio dei genitori e voto finale conseguito al termine della scuola media inferiore – Italia 1993 – valori percentuali

titolo di studio dei genitori	sufficiente	Buono	distinto	ottimo
Entrambi senza titolo	30,00	45,00	5,00	20,00
almeno uno con licenza elementare	22,27	34,67	22,93	20,13
almeno uno con licenza media	20,89	30,91	25,62	22,58
almeno uno con diploma di maturità	15,14	24,15	26,30	34,42
almeno uno laureato	9,61	22,49	27,62	40,28
entrambi laureati	4,41	14,43	24,28	56,88
Totale	15,83	26,16	25,66	32,36

Come illustrato nella sezione precedente, un ulteriore aspetto da considerare è il fatto che il risultato scolastico conseguito ad ogni livello di istruzione può riflettere anche la qualità del contesto ambientale, cui il singolo studente è esposto al di fuori del proprio ambito familiare. Questo fattore può determinarsi sia per casualità (per cui uno studente scopre di fare parte di una scolaresca mediamente molto brillante), sia per scelta intenzionale dei genitori (che porta a iscrivere il proprio figlio in una scuola che gode *ex ante* di buona reputazione).

La varietà delle informazioni raccolte dall'indagine dell'Istituto Cattaneo si rivela utile per una prima verifica della rilevanza dei fattori appena menzionati nel determinare il risultato scolastico a livello di scuola media superiore in Italia. Rispetto all'indagine originale, per effetto dell'esclusione delle risposte non riportate il numero delle osservazioni impiegate nell'analisi si è ridotto di circa duecento unità (a 6.377); suddivise tra 23 province del territorio nazionale, queste interessano per oltre il 41 per cento l'Italia meridionale e insulare. Nella classificazione di alcune variabili sono state inoltre apportate alcune modifiche allo scopo di aumentarne il contenuto informativo in funzione degli obiettivi dell'analisi empirica¹⁴; il campo di variazione di alcune variabili risulta pertanto differente da quello originale. La lista delle variabili impiegate, con un dettaglio sulla loro copertura e principali statistiche descrittive, è riportata in Appendice.

¹³ In Checchi (2000) si mostra come il rendimento di una maturità rilasciata da un liceo, in assenza di prosecuzione degli studi a livello universitario, comporti un rendimento economico inferiore a quello di una maturità rilasciata da un istituto tecnico. Nel momento in cui le famiglie scelgono come ordine di scuola un liceo prevedono quindi un corso di studi nei fatti di durata decennale (5 di scuola superiore e 5 di università), mentre coloro che scelgono un istituto tecnico presuppongono una durata quinquennale. Se i vincoli di liquidità sono rilevanti, la prima scelta risulterà più difficile (o impossibile) a parità di tutte le altre caratteristiche.

¹⁴ Tra le modifiche più rilevanti, la misura della condizione professionale dei genitori è stata riordinata in modo da assegnare alla professione di insegnante una posizione prioritaria rispetto a quella di impiegato; inoltre la distanza percorsa per raggiungere il luogo di istruzione è stata opportunamente ponderata con il mezzo di trasporto impiegato.

Per tenere conto della natura cumulativa del processo di formazione dello studente, come indicatore del risultato scolastico si è privilegiato il voto di maturità (VOTOMAT), che si ritiene più facilmente rapportabile al giudizio di licenza media (GIUDMED) rispetto ad altri indicatori disponibili all'interno dell'indagine. Da questo punto di vista, l'analisi si presta ad essere interpretata in termini di valore aggiunto apportato dalla scuola superiore rispetto ai risultati acquisiti allo stadio precedente.

In linea con la letteratura empirica, le variabili esplicative sono state suddivise in quattro categorie:

a) fattori individuali, che misurano idealmente l'abilità innata dello studente e la varietà di aspetti caratteriali sottostanti la sua motivazione all'impegno scolastico, indipendentemente dall'azione del contesto ambientale; come loro approssimazione, si è impiegato il tempo settimanale dedicato allo studio (STUDIO) e alla lettura di libri differenti da quelli di testo (LETTURA), quello impiegato per raggiungere la scuola (MINUMEZ), il numero delle assenze nel primo quadrimestre (ASSENZE), quello delle bocciature (BOCCIA) e degli esami di riparazione (RINVIO) negli anni precedenti; anche il giudizio di licenza media concorre alla caratterizzazione dello studente (GIUDMED), così come le sue intenzioni di proseguire gli studi (UNIV);

b) fattori di qualità dell'ambiente familiare, di cui gli studenti sono portatori nel contesto scolastico e tra i quali rientrano¹⁵: il titolo di studio dei genitori e la loro professione (in media tra madre e padre, rispettivamente OCCFAM e TITFAM), la disponibilità in casa di libri differenti da quelli di testo (VOLUM) e di personal computer (PERSONAL), la lingua parlata prevalentemente in famiglia (LINGUA);

c) fattori di qualità delle relazioni di vicinato, o di *peer group*, come luogo di diffusione e consolidamento di valori e consuetudini, questi sono stati approssimati dalla media dei fattori individuali e/o familiari calcolata tra gli studenti di uno stesso istituto scolastico (variabili con suffisso MS) oppure residenti entro una data distanza dalla scuola (assunta uguale a mezz'ora, per le variabili con suffisso MN)¹⁶.

d) qualità dell'organizzazione scolastica, che misura più direttamente il contributo delle politiche di istruzione; l'unica variabile disponibile nell'indagine è rappresentata dalla dimensione della scuola (DIMSKL), che coglie tuttavia un aspetto molto parziale della varietà di input che l'amministrazione scolastica può offrire agli studenti.

Tra i regressori sono state inoltre incluse alcune variabili *dummy* che controllano fattori comuni tra i residenti in ogni provincia (PROVD), gli studenti in ogni indirizzo di studio (SCUOLA), dello stesso genere (SESSO), con madre e padre viventi (rispettivamente, LIVEM e LIVEP) oppure occupati (ATTM e ATTP).

Sulla base di stime OLS nelle varianti riportate nella tavola 5, i risultati dell'analisi empirica indicano una netta rilevanza dei fattori individuali nella determinazione del voto

¹⁵ La distinzione tra i fattori individuali e familiari considerati nell'analisi è qui proposta in termini prevalentemente concettuali, per via di una stretta interazione tra le due variabili disponibili per le due categorie, che è stata occasionalmente confermata dai segnali di collinearità riscontrati nel corso della specificazione del modello empirico.

¹⁶ In assenza di informazioni utili a isolare il quartiere di provenienza del singolo studente, in questo modo è possibile verificare l'impatto della qualità delle interazioni sociali nell'ambiente esterno circostante la scuola. In linea di principio, di questo fattore potrebbero beneficiare sia gli studenti residenti che, in minor misura, quelli pendolari.

di maturità, con un'intensità particolarmente elevata nel caso del giudizio conseguito in occasione della licenza media¹⁷. Un impatto significativo e, come nelle attese, negativo è stato riscontrato anche per le bocciature registrate nel passato e dalle assenze nel primo quadrimestre. Nel contempo il coefficiente della variabile dummy relativa alla frequenza di licei in alternativa agli istituti tecnici è risultato negativo, nonostante nei primi i risultati conseguiti siano mediamente superiori che nei secondi. Le due indicazioni possono così interpretarsi: *ceteris paribus*, le differenze nei programmi si rifletterebbero in una maggiore difficoltà a conseguire una elevata valutazione nei licei, ma la circostanza sarebbe compensata dal fatto che questi attrarrebbero studenti maggiormente motivati. Un fattore addizionale potrebbe essere rappresentato dalla qualità dell'ambiente familiare, che rivela invariabilmente un effetto significativo e positivo nelle differenti modalità con cui è stato approssimato.

Tavola 6 – Stima OLS delle determinanti del voto di maturità in Italia – 1993
(errori standard tra parentesi)

Variabile dipendente: Votomat; numero osservazioni:6377.						
	In assenza di effetti di interazione			Con effetti di interazione		
	(A)	(B)	(C)	(A')	(B')	(C')
1. Sesso	-0,66 [0,16]	-0,63 [0,15]	-0,71 [0,16]	-0,66 [0,16]	-0,74 [0,14]	-0,71 [0,16]
2. Scuola	-3,82 [0,37]	-2,66 [0,21]	-3,91 [0,25]	-3,79 [0,37]	-3,33 [0,22]	-3,91 [0,24]
3. Giudmed	2,77 [0,08]	-	2,75 [0,08]	2,84 [0,13]	-	2,82 [0,13]
4. Boccia	-1,71 [0,13]	-0,92 [0,13]	-1,64 [0,31]	-1,71 [0,13]	-0,74 [0,12]	-1,69 [0,13]
5. Studio	0,77 [0,07]	0,53 [0,06]	0,75 [0,06]	0,77 [0,07]	0,52 [0,06]	0,76 [0,07]
6. Rinvio	-	-2,53 [0,06]	-	-	-2,31 [0,06]	-
7. Assenze	-1,31 [0,08]	-0,84 [0,07]	-1,11 [0,08]	-1,13 [0,08]	-0,84 [0,07]	-1,11 [0,08]
8. Univ	1,54 [0,21]	1,17 [0,19]	1,57 [0,20]	1,56 [0,21]	1,06 [0,19]	1,60 [0,21]
9. Lettura	0,60 [0,08]	0,60 [0,08]	0,58 [0,08]	0,59 [0,08]	0,58 [0,07]	0,59 [0,08]
10. Minumez	-0,02 [0,01]	-	-0,03 [0,01]	-0,02 [0,01]	-	-0,26 [0,01]
11. Titfam	0,41 [0,11]	0,17 [0,09]	0,39 [0,10]	0,35 [0,11]	0,25 [0,11]	0,36 [0,12]
12. Attm	0,49 [0,16]	0,30 [0,14]	0,47 [0,15]	0,41 [0,18]	0,39 [0,17]	0,46 [0,18]
13. Volum	0,20 [0,09]	0,22 [0,08]	0,19 [0,08]	0,19 [0,08]	0,21 [0,08]	0,19 [0,09]
14. Dimskl	-0,22 [0,11]	-	-0,16 [0,09]	-0,15 [0,12]	-0,64 [0,11]	-0,11 [0,13]
15. Occmfs	0,57[0,28]	-	-	0,55 [0,27]	-	-
16. Votoms	-	0,73 [0,04]	-	-	0,71 [0,04]	-
17. Pagems	--	-	1,69 [0,31]	-	-	1,68 [0,32]
18. 14 ^{te} DUGI				-0,09 [0,12]	1,06 [0,07]	-0,11 [0,13]
19.				0,07 [0,06]		
20.				-0,02 [0,06]		
21.					0,001 [0,001]	
22.					0,003 [0,04]	
23.						0,03 [0,03]
24.						0,006 [0,03]
Costante	35,7 [1,00]	14,5 [1,97]	26,9 [2,03]	-	15,6 [1,96]	26,9 [2,06]

¹⁷ Le differenti specificazioni riportate sono state ottenute per graduale esclusione delle variabili non significative inizialmente incluse in formulazioni più generale, ciascuna con una diversa variabile impiegata per approssimare il *peer group effect*. Tra le variabili escluse rientrano la condizione professionale dei genitori, che è evidentemente in stretta correlazione con il rispettivo titolo di studi, la lingua parlata in famiglia e la disponibilità di computer. Con riferimento al ruolo di genitori viventi e/o occupati, le rispettive variabili *dummy* sono risultate entrambe non significative nel caso del padre, in quello della madre è apparso rilevante solo il suo stato di occupata.

R ²	0,36	0,44	0,36	0,36	0,46	0,35
R ² -aggiust.	0,35	0,44	0,36	0,36	0,46	0,36
F(39, 6377)	90,28	144,2	98,81	90,2	141,7	91,2

Altri regressori inclusi: 22 *dummy* provinciali.

DUGI=1 se GIUDMED è almeno “distinto”, 0 altrimenti; DUO1=1 se OCCFAM è tra le prime tre nella graduatoria delle professioni, 0 altrimenti; DUO2=1 se OCCFAM è tra le ultime tre, 0 altrimenti

L'importanza dei fattori individuali e familiari si confronta con un impatto statisticamente più contenuto dell'unica misura disponibile della qualità dell'organizzazione scolastica, la dimensione della classe. Laddove significativo, il suo coefficiente si rivela molto basso in confronto a quello delle altre variabili e con segno negativo, segnalando incrementi di rendimento nelle classi meno numerose. È interessante notare che la bassa significatività non sembra riconducibile a un effetto contrapposto sugli studenti con diverso curriculum, come segnalato dal fatto che l'inclusione di un termine di interazione con i risultati conseguiti nella licenza media solo occasionalmente consente di ridurre l'errore standard del coefficiente¹⁸. Il risultato potrebbe risentire dell'ipotesi di lavoro di riferire alla classe specificamente frequentata dallo studente osservazioni che sono state originalmente raccolte a un livello più aggregato, corrispondente al tipo di istituto.

In riferimento alla stima del *peer group effect*, questo appare significativo e positivo, soprattutto se misurato in “forma ridotta”, in termini di media del risultato conseguito dai compagni di classe in occasione della loro licenza media (PAGEMS) oppure della loro maturità (VOTOMS). Più contenuto è invece risultato il ruolo dell'ambiente medio delle famiglie di provenienza (OCCFMS), il cui effetto è evidentemente più difficile da identificare rispetto alla varietà dei fattori concorrenti alla determinazione dell'esito scolastico medio.

La stessa considerazione può spiegare la scarsa rilevanza della variabile costruita a rappresentare la qualità del “capitale sociale” nell'intorno della scuola, che è risultata aggiungere in generale un contributo positivo statisticamente trascurabile. Solo quando misurata sulla base del voto medio di maturità, questa variabile ha quasi raggiunto il limite della significatività, con un coefficiente positivo tuttavia largamente al di sotto di quello del *peer group effect* interno alla scuola¹⁹.

Nella cautela richiesta dall'assenza di informazioni dirette sul quartiere di residenza, nel complesso questa prima evidenza segnala la possibilità che fattori sociali, anche diversi da quelli familiari, abbiano un ruolo importante nella determinazione della qualità del risultato scolastico in Italia. In altri termini, la composizione della propria classe scolastica condizionerebbe *ceteris paribus* il rendimento di uno studente, con il risultato che l'eventuale costituzione di classi omogenee per estrazione sociale rischierebbe di perpetuare negli esiti scolastici dei figli l'iniziale divergenza nello stato sociale dei genitori. La circostanza renderebbe rilevante anche per il nostro paese l'implicazione dei recenti

¹⁸ È questo il caso della specificazione riportata nella colonna B', dove il coefficiente positivo del termine di interazione indica che gli studenti con rendimenti inizialmente più elevati potrebbero beneficiare di economie di scala attivate dall'allargamento della classe; gli studenti inizialmente più svantaggiati potrebbero invece subire gli effetti negativi di un monor input scolastico *pro capite*.

¹⁹ In una specificazione non riportata per brevità nella tavola, la variabile VOTOMN assume un coefficiente pari a 0,17, con un errore standard di 0,88; per le restanti variabili, in questo caso la principale variazione rispetto ai risultati in colonna B è rappresentata dalla perdita di significatività della variabile MINUMEZ.

sviluppi teorici che la differenziazione del contesto sociale può contrastare l'azione delle politiche di istruzione ai fini del miglioramento delle condizioni di disuguaglianza.

Un correlato aspetto di interesse normativo riguarda il tema dell'efficienza, in quanto il risultato medio ottenuto in una scuola potrebbe risentire della composizione del corpo studentesco. Si consideri per esempio la possibilità che l'elevata qualità della classe abbia un maggiore impatto sul risultato degli studenti di elevata estrazione sociale rispetto a quello degli studenti più svantaggiati; in questo caso si porrebbe una chiara contrapposizione tra i guadagni di efficienza derivanti da classi socialmente differenziate e quelli di equità derivanti da classi socialmente integrate. Per ottenere informazioni utili su questo aspetto per il caso italiano, si è verificato se l'intensità dell'effetto delle relazioni di vicinato interagisca con le condizioni iniziali del singolo studente. Indipendentemente se queste ultime siano state misurate dal giudizio di licenza media oppure dall'occupazione dei genitori, le stime empiriche indicano che l'intensità del *peer group effect* - nella generalità delle variabili impiegate per la sua approssimazione - non varia in misura significativa con le condizioni di partenza dello studente. Questa evidenza di linearità dell'effetto di vicinato, in congiunzione con il suo elevato impatto sull'esito scolastico, è rassicurante in termini di una limitata rilevanza nel nostro paese della contrapposizione tra equità ed efficienza in merito alla composizione sociale del corpo studentesco; ne può conseguire un argomento a favore di una maggiore integrazione sociale in ambito scolastico, in funzione di complemento delle politiche di istruzione nella lotta contro la disuguaglianza.

Al fine di verificare in che misura l'elevato impatto delle relazioni di vicinato risenta delle problematiche di simultaneità sottolineate nella letteratura, si è proceduto a una stima con variabili strumentali. A questo scopo, per le stesse variabili impiegate per approssimare il *peer group effect* si è calcolato il valore medio, a livello di scuola in ogni provincia, tra i soli studenti che hanno dichiarato di non aver mai cambiato il comune di residenza, né l'indirizzo di studi a partire dalla scuola media superiore (variabili con suffisso MA). Il calcolo è stato dunque ristretto a quelle famiglie che si assume abbiano considerato predeterminato il proprio comune di residenza al momento dell'iscrizione dei propri figli almeno dal secondo anno di scuola superiore, e non abbiano quindi operato una scelta del comune e/o della scuola in funzione della qualità del *peer group effect*²⁰.

Tavola 7 - Stima 2SLS delle determinanti del voto di maturità in Italia - 1993
(errori standard tra parentesi)

Variabile dipend.: Votomat. Numero osservazioni: 6377..						
	(A)		(B)		(C)	
1. Sesso	-0,61	[0,17]	-0,51	[0,16]	-0,69	[0,16]
2. Scuola	-3,33	[0,74]	-1,61	[0,38]	-3,76	[0,29]
3. Giudmed	2,77	[0,08]	-	-	2,76	[0,08]
4. Boccia	-1,71	[0,13]	-0,93	[0,13]	-1,70	[0,13]
5. Studio	0,77	[0,07]	0,58	0,06]	0,76	[0,07]
6. Rinvio	-	-	-2,53	[0,06]	-	-
7. Assenze	-1,14	[0,08]	-0,89	[0,07]	-1,12	[0,08]

²⁰ Un residuo margine di endogenita', che appare tuttavia irriducibile alla luce dei dati disponibili, sussisterebbe sia perché la scelta di localizzazione potrebbe essersi compiuta prima dell'iscrizione al primo anno, sia perché anche il successivo *non* trasferimento potrebbe in parte riflettere una scelta, determinata dalle soddisfacenti relazioni di vicinato inizialmente sperimentate. Il tentativo di operare con valori medi calcolati a un livello aggregato intermedio tra scuola e provincia- in modo da rappresentare l'insieme delle possibili scelte residenziali *ex ante* disponibili ad ogni famiglia in un territorio ragionevolmente limitato- si è rivelato infruttuoso a causa di una elevata collinearità riscontrata con le variabili dummy provinciali.

8. Univ	1,54	[0,21]	1,19	[0,19]	1,57	[0,21]
9. Lettura	0,60	[0,08]	0,61	[0,08]	0,59	[0,08]
10. Minumez	-0,03	[0,01]	-	-	-0,03	[0,01]
11. Titfam	0,43	[0,11]	0,23	[0,10]	0,40	[0,11]
12. Attm	0,51	[0,16]	0,35	[0,15]	0,48	[0,16]
13. Volum	0,21	[0,09]	0,23	[0,08]	0,20	[0,09]
14. Dimskl	-0,23	[0,12]	-	-	-0,17	[0,09]
15. Occmfs (*)	0,12	[0,65]	-	-	-	-
16. Votoms (*)	-	-	0,33	[0,13]	-	-
17. Pagems (*)	-	-	-	-	1,33	[0,49]
Costante	36,8	[1,74]	32,1	[5,58]	29,1	[3,00]
R ²		0,36		0,43		0,36
R ² -aggiust.		0,35		0,43		0,36
F(39, 6377)		97,59		134,0		98,20

Altri regressori inclusi: 22 *dummy* provinciali.

(*) Stime sulla base degli strumenti: Variabili 1.-14., Voluma, Titfama

In una regressione OLS a due stadi si è effettivamente riscontrata una riduzione del valore del coefficiente delle differenti misure con cui si è approssimata la qualità delle relazioni di vicinato (tavola 7), confermandosi comunque intorno a livelli abbastanza elevati; evidenza di non significatività è stata inoltre riscontrata solo nel caso della media della condizione professionale dei genitori (colonna A). Differentemente dai risultati di analoghe verifiche condotte su dati americani (Evans e al., 1992), nell'esperienza italiana il controllo per una possibile simultaneità nella determinazione degli esiti scolastici e della qualità del *peer group effect* non sembra nel complesso pregiudicare la capacità esplicativa di quest'ultimo. Prescindendo dalla differente qualità dei dati impiegati, l'evidenza potrebbe segnalare che nel nostro paese la mobilità territoriale dei genitori riflette solo in misura ridotta l'obiettivo di assicurare ai figli le migliori condizioni scolastiche, anche in considerazione del fatto che l'offerta di insegnanti, curriculum e strutture per l'istruzione è risultata sinora qualitativamente poco differenziata a livello locale.

3. Ambiente familiare e struttura scolastica nella carriera universitaria

Nel paragrafo precedente si è sottolineato come gli studenti delle scuole secondarie italiane tendano ad autoselezionarsi tra i diversi indirizzi di studio non solo sulla base dei risultati ottenuti nel livello di istruzione precedente, rappresentato dal giudizio di licenza media, ma anche sulla base dell'ambiente familiare (descritto dalla professione e dall'istruzione dei genitori). L'aver individuato un significativo *peer effect* potrebbe illustrare il legame che intercorre tra questi due fenomeni: qualora i genitori anticipino che gli studenti più brillanti si concentrano nei licei e siano consapevoli che il risultato scolastico del proprio figlio è strettamente connesso a quelli dei suoi compagni, allora vorranno iscriverlo in un liceo, purché si aspettino che egli sia in grado di completare quel ciclo di studi. Per questa via, le disparità nelle opportunità di formazione scolastica potrebbero persistere in Italia di generazione in generazione, pur in presenza del prevalente finanziamento pubblico dell'istruzione.

Vi è tuttavia una seconda dimensione secondo la quale si potrebbe stratificare il sistema scolastico italiano, ed è rappresentata dalla separazione tra scuole pubbliche e scuole private. Un genitore può infatti controllare le caratteristiche della scuola a cui iscrivere il proprio figlio (ed in particolare la "qualità" dei suoi compagni di classe) non solo attraverso la scelta dell'indirizzo (liceo piuttosto che istituto tecnico), ma anche scegliendo tra scuole

pubbliche e scuole private. Nella letteratura teorica, quest'ultima possibilità è tipicamente associata alla libertà dei genitori di investire il desiderato ammontare di risorse nella formazione dei propri figli²¹. Tuttavia è alquanto controversa la qualità dell'istruzione garantita da un sistema privato: la presenza di elementi di concorrenzialità potrebbe determinare guadagni di efficienza produttiva, senza tuttavia garantire il raggiungimento di elevati standard di qualità nell'offerta di formazione scolastica.²²

Tavola 8 – Distribuzione degli studenti delle scuole secondarie per tipologia d'istituto e forma proprietaria degli stessi – Italia – anno scolastico 1994-95

	<i>valori assoluti</i>				<i>distribuzione per tipo</i>				<i>Distribuzione per forma organizzativa</i>		
	totali	statali	pubbliche non statali	Private	totali	statali	pubblich e non statali	private	Statali	Pubblich e non statali	private
Istituti professionali	511291	500959	4197	6135	19.0	20.1	19.9	3.5	98.0	0.8	1.2
Istituti tecnici	1120634	1052909	8441	59284	41.6	42.2	39.9	34.0	94.0	0.8	5.3
Licei	760817	682215	4114	74488	28.2	27.3	19.5	42.7	89.7	0.5	9.8
Altri	300586	261526	4385	34675	11.2	10.5	20.7	19.9	87.0	1.5	11.5
Totali	2693328	2497609	21137	174582	100.0	100.0	100.0	100.0	92.7	0.8	6.5

In Italia la diffusione degli istituti di istruzione privati è modesta. Nel biennio 1994-95 la quota di studenti iscritti in scuole secondarie private non superava il 7% (tavola 8); è interessante notare che questa raggiungeva il 10% nel caso dei licei, che rappresentano quasi la metà degli istituti secondari privati in Italia.

Poiché le scuole private non rientrano nel campione dell'indagine dell'Istituto Cattaneo impiegata nella sezione precedente, una possibile fonte alternativa e' rappresentata dai dati relativi agli studenti iscritti all'Università degli Studi di Milano nell'anno accademico 1999-2000. Si tratta di una popolazione di 64.090 unità, delle quali si dispone di informazioni anagrafiche (età, genere, luogo di nascita, di residenza e di domicilio), relative all'ambiente familiare (numero dei componenti, reddito netto e patrimonio familiare dichiarato a fini fiscali nel 1998) e, in più larga varietà, relative alla carriera scolastica (tipo di scuola secondaria di provenienza, voto di maturità, facoltà universitaria, numero degli esami superati e voto medio conseguito). All'interno di queste ultime, la conoscenza della natura pubblica o privata della scuola secondaria di provenienza consente di analizzare l'impatto della forma organizzativa sulla performance scolastica dello studente. Un ulteriore oggetto di indagine è l'eventuale persistenza sulla carriera universitaria del *peer effect* precedentemente sperimentato a livello di scuola secondaria.

Per eliminare la potenziale distorsione causata dalla presenza di iscritti fuoricorso, la popolazione originale è stata ristretta agli studenti che si sono iscritti per la prima volta nell'anno accademico 1995-96. In questo modo le osservazioni si riducono a 37.129, con

²¹ Si veda per esempio il classico lavoro di Stiglitz 1974, o più recentemente Glomm-Ravikumar 1992.

²² Si veda al riguardo l'esperienza di riorganizzazione del sistema scolastico Neozelandese, descritta in Fiske et al. 2000.

una media di circa 7.000 studenti per coorte di iscrizione. Escludendo anche gli studenti per i quali non sono disponibili informazioni per una o più delle variabili di interesse, il campione impiegato si riduce ulteriormente a 29.011 studenti..

Una prima indicazione descrittiva, che emerge da un confronto delle tavole 8 e 9, è che la percentuale di studenti universitari di provenienza dai licei risulta sovra-rappresentata rispetto alla distribuzione dell'intera popolazione della scuola secondaria e che ciò trascina una sovra-rappresentazione degli studenti provenienti da scuole private - che raggiungono il 14.8% del totale del campione universitario.

Tavola 9 – Distribuzione degli studenti iscritti all'Università di Milano per tipologia e forma organizzativa della scuola secondaria di provenienza – anno scolastico 1999-2000

	Distribuzione per tipo di scuola				Distribuzione per forma organizzativa		
	totali	statali	Pubblich e non statali	Private	statali	pubblich e non statali	private
Istituti professionali	6.51	6.51	5.30	6.68	83.64	1.12	15.24
Istituti tecnici	21.80	23.56	19.95	12.02	90.54	1.26	8.20
Licei	65.87	64.26	71.46	74.47	81.69	1.50	16.81
Altri	5.82	5.68	3.28	6.84	81.74	0.78	17.49
Totali	100.0	100.0	100.0	100.0	83.75	1.38	14.87

In secondo luogo, gli studenti universitari provenienti da una scuola secondaria privata riportano in media un voto di maturità inferiore (di quasi un punto) e un reddito familiare netto superiore (di 10 milioni) rispetto agli studenti provenienti da una scuola pubblica. La carriera universitaria è simile, in termini di numero di esami superati; tuttavia gli studenti provenienti da scuole pubbliche ottengono risultati migliori in termini di voto medio.

Le informazioni desumibili dal campione consentono di replicare l'esercizio riportato nella sezione precedente, con l'obiettivo di individuare i fattori che determinano la miglior performance universitaria, misurata alternativamente in termini di voto medio o di numero di esami superati per anno di iscrizione. A differenza dell'analisi precedente, non si dispongono ora di informazioni né sul titolo di studio né sulla condizione occupazionale dei genitori; sono invece riportati i dati sul reddito e sulla ricchezza familiare, dichiarati ai fini fiscali ed utilizzati per l'assegnazione degli studenti alle differenti fasce di tasse di iscrizione. Tuttavia, nella misura in cui la carriera universitaria tende a sganciarsi dal contesto familiare e a basarsi sempre di più sulle potenzialità individuali, fatta salva la presenza di vincoli di liquidità che possono ostacolare o persino condurre ad interruzione la carriera stessa, si ritiene che il data-set impiegato permetta di controllare adeguatamente per il background familiare.

Tavola 10 – Determinanti della performance universitaria: voto medio – studenti iscritti all'Università di Milano – anno scolastico 1999-2000

	(A)	(B)	(C)	(D)
Costante	20.75** [0.433]	19.582** [0.540]	19.913* [0.57]	20.195** [0.617]
Età	0.042** [0.004]	0.042** [0.004]	0.042** [0.004]	0.042** [0.004]
sexo (1= donna)	-0.048 [0.027]	-0.049 [0.027]	-0.048 [0.027]	-0.051 [0.027]
log(reddito familiare equalizzato)	0.026 [0.016]	0.024 [0.016]	0.024 [0.016]	0.024 [0.016]
log(ricchezza familiare)	0.015** [0.003]	0.015** [0.003]	0.015** [0.003]	0.015** [0.003]
Secondaria= liceo classico	2.044** [0.206]	1.918** [0.208]	1.918** [0.208]	1.992** [0.213]
Secondaria= liceo scientifico	1.578** [0.205]	1.465** [0.207]	1.493** [0.208]	1.527** [0.209]
Secondaria= istituto tecnico	0.862** [0.206]	0.76** [0.207]	0.791** [0.208]	0.832** [0.209]
Secondaria= istituto magistrale	1.17** [0.213]	1.061** [0.213]	1.101** [0.213]	1.136** [0.216]
Secondaria= istituto professionale	0.36 [0.211]	0.265 [0.211]	0.299 [0.212]	0.339 [0.213]
Secondaria= liceo artistico	0.93** [0.231]	0.823** [0.231]	0.861** [0.232]	0.889** [0.233]
Secondaria= liceo linguistico	1.207** [0.211]	1.093** [0.212]	1.133** [0.214]	1.155** [0.215]
Secondaria= altro paese europeo	1.005** [0.297]	0.973** [0.297]	0.969** [0.297]	1.032** [0.298]
voto alla maturità normalizzato	0.977** [0.013]	0.975** [0.013]	0.978** [0.013]	0.976** [0.013]
tipo di scuola (1= privata)	-0.555** [0.036]	-0.556** [0.036]	-0.566** [0.037]	-1.371 [1.071]
peer effect voto maturità	-0.008 [0.005]		-0.008 [0.005]	-0.025** [0.005]
peer effect reddito familiare		0.095* [0.042]	0.097* [0.042]	0.143** [0.048]
p.e. voto maturità × privata				0.060** [0.010]
p.e. reddito familiare × privata				-0.185 [0.094]
R ²	0.350	0.350	0.350	0.351
Num.osservazioni	29011	29011	29011	29011

Note:

- 1) Stime OLS, standard error robusti contro eteroschedasticità, standard error in parentesi; $p < 0.05 = *$, $p < 0.01 = **$;
- 2) reddito familiare equalizzato con scala di equivalenza pari alla radice quadrata del numero dei componenti;
- 3) il voto alla maturità è stato normalizzato secondo il tipo di scuola (50 tipologie);
- 4) il peer effect è stato misurato con la media del voto di maturità (ovvero del reddito familiare) per singola scuola (2709 uscite) e singolo anno di iscrizione (5 uscite) all'università, escludendo ovviamente il voto (ovvero il reddito familiare) dell'individuo in oggetto;
- 5) controlli mantenuti: *zona di domicilio* (Provincia di Milano / hinterland raggiungibile in giornata / resto del nord Italia / centro Italia / sud Italia); *facoltà universitaria di iscrizione* (Agraria, Farmacia, Giurisprudenza, Lettere e Filosofia, Medicina, Veterinaria, Scienze(matematica, chimica, fisica, informatica), Scienze Motorie, Scienze Politiche); *iscrizione a diploma triennale; laureato nel corso del 1999-2000.*

Un'ulteriore limitazione dei dati impiegati è l'assenza di informazioni specifiche sulla classe frequentata durante la scuola secondaria, laddove è plausibile attendersi che la scelta da parte di uno studente della facoltà universitaria risenta di comportamenti imitativi nei confronti dei propri compagni di classe. Poiché si conosce l'istituzione secondaria di provenienza, si può almeno ricostruire una misura del *peer effect* a livello di scuola. Tale misura, pur risultando meno precisa di quella determinata a livello di singola classe, permette comunque di controllare gli effetti sulla performance universitaria derivanti dal valore medio del voto di maturità e/o del reddito familiare tra i compagni di studio nella scuola secondaria.

Tavola 11 – Determinanti della performance universitaria: esami per anno –

studenti iscritti all'Università di Milano – anno scolastico 1999-2000

	(A)	(B)	(C)	(D)
Costante	2.009** [0.382]	1.711** [0.498]	1.725** [0.522]	2.002** [0.541]
Età	0.003 [0.004]	0.003 [0.004]	0.003 [0.004]	0.003 [0.004]
sexso (1= donna)	0.251** [0.021]	0.251** [0.021]	0.250** [0.021]	0.250** [0.021]
log(reddito familiare equalizzato)	0.062** [0.011]	0.062** [0.011]	0.062** [0.011]	0.061** [0.011]
log(ricchezza familiare)	0.011** [0.002]	0.011** [0.002]	0.011** [0.002]	0.011** [0.002]
Secondaria= liceo classico	0.226 [0.222]	0.193 [0.216]	0.195 [0.218]	0.223 [0.227]
Secondaria= liceo scientifico	0.148 [0.222]	0.118 [0.216]	0.119 [0.217]	0.146 [0.227]
Secondaria= istituto tecnico	-0.266 [0.222]	-0.291 [0.217]	-0.290 [0.219]	-0.263 [0.226]
Secondaria= istituto magistrale	0.041 [0.228]	0.016 [0.222]	0.018 [0.224]	0.043 [0.232]
Secondaria= istituto professionale	-0.558* [0.226]	-0.581** [0.221]	-0.579** [0.223]	-0.552* [0.231]
Secondaria= liceo artistico	-0.447 [0.243]	-0.472** [0.238]	-0.47* [0.24]	-0.449 [0.246]
Secondaria= liceo linguistico	0.154 [0.226]	0.127 [0.219]	0.129 [0.222]	0.151 [0.231]
Secondaria= altro paese europeo	0.194 [0.29]	0.182 [0.288]	0.181 [0.288]	0.214 [0.293]
voto alla maturità normalizzato	0.366** [0.01]	0.366** [0.01]	0.366** [0.01]	0.365** [0.01]
tipo di scuola (1=privata)	-0.286** [0.029]	-0.289** [0.029]	-0.29 [0.03]	-1.335 [1.114]
peer effect voto maturità	0.000 [0.004]		0.000 [0.004]	-0.007 [0.004]
peer effect reddito familiare		0.033 [0.037]	0.033 [0.037]	0.034 [0.043]
p.e. voto maturità × privata				0.024** [0.008]
p.e. reddito familiare × privata]	0.005 [0.099]
R ²	0.337	0.337	0.337	0.337
Num. Osservazioni	29011	29011	29011	29011

Note:

- 1) Stime OLS, standard error robusti contro eteroschedasticità, standard error in parentesi; $p < 0.05 = *$, $p < 0.01 = **$;
- 2) reddito familiare equalizzato con scala di equivalenza pari alla radice quadrata del numero dei componenti;
- 3) il voto alla maturità è stato normalizzato secondo il tipo di scuola (50 tipologie);
- 4) il peer effect è stato misurato con la media del voto di maturità (ovvero del reddito familiare) per singola scuola (2709 uscite) e singolo anno di iscrizione (5 uscite) all'università, escludendo ovviamente il voto (ovvero il reddito familiare) dell'individuo in oggetto;
- 5) controlli mantenuti: *zona di domicilio* (Provincia di Milano / hinterland raggiungibile in giornata / resto del nord Italia / centro Italia / sud Italia); *facoltà universitaria di iscrizione* (Agraria, Farmacia, Giurisprudenza, Lettere e Filosofia, Medicina, Veterinaria, Scienze (matematica, chimica, fisica, informatica), Scienze Motorie, Scienze Politiche); *iscrizione a diploma triennale; laureato nel corso del 1999-2000.*

In merito all'impatto della forma organizzativa della scuola secondaria, che nell'analisi è controllato dalla variabile *dummy* PRIV, l'evidenza segnala che il rendimento universitario risente negativamente della provenienza da una scuola privata. A parità di altre caratteristiche, questa evenienza sembra ridurre di circa mezzo punto il voto medio (tavola 10, colonna A) e di quasi un terzo il numero degli esami per anno (tavola 11, colonna A), a indicazione di una qualità della formazione mediamente più scadente nella scuola secondaria privata rispetto a quella pubblica.

Si potrebbe sostenere in prima battuta che il risultato è imputabile al fatto che gli istituti privati svolgono un ruolo di "recupero" nei confronti degli studenti in difficoltà, che provengano ovviamente da famiglie in grado di sostenere il costo della retta. Tuttavia,

poiché l'analisi controlla per il talento dello studente attraverso il voto (normalizzato) alla maturità e per il tenore della vita familiare (in termini di reddito e ricchezza, variabili plausibilmente correlate con l'istruzione dei genitori), si ritiene che l'impatto negativo riscontrato per la scuola secondaria privata è riconducibile all'istituzione in sé, essendo per esempio imputabile ad un minor grado di selettività e/o ad un ritmo di studio più indulgente.

Per quanto riguarda la qualità del contesto ambientale (colonna C), sia che si misuri il rendimento in termini di voto medio che di esami superati per anno, questa eserciterebbe un effetto positivo solo se misurata sulla base del reddito familiare: il provenire da una scuola secondaria frequentata da studenti di agiate condizioni è associato a un più elevato voto medio agli esami universitari, mentre non eserciterebbe un effetto statisticamente significativo il provenire da una scuola caratterizzata da un elevato voto medio di maturità. Tuttavia l'effetto di vicinato è differenziato a seconda della forma organizzativa della scuola secondaria: quando si considerano gli effetti di interazione del *peer effect* con la provenienza da una scuola privata (colonna D) si nota il contesto ambientale, definito in termini del voto medio di maturità, esercita un effetto positivo solo nelle scuole private, mentre permane negativo e significativo per quelle statali. Il risultato è invariante con la misura di performance studentesca, sia essa il voto medio agli esami oppure il numero medio di esami per anno.

In definitiva, il campione di studenti universitari qui impiegato permette di congetturare che la qualità dell'istruzione offerta dalle scuole secondarie private in Italia sia inferiore a quella delle scuole statali. Tuttavia le prime assicurano un effetto positivo sulla formazione scolastica attraverso l'auto-selezione dei partecipanti e l'attivazione di *peer effect*, che sembrano assicurare significativi benefici nel prosieguo della carriera universitaria.

4. Conclusioni

I risultati precedenti suggeriscono che la struttura del sistema scolastico italiano a livello secondario possa contribuire significativamente al mantenimento di disuguaglianze negli esiti nonostante l'apparente uguaglianza nelle opportunità di partenza. Tre sembrano essere gli elementi che vi si intrecciano. Innanzitutto la scuola dell'obbligo in Italia riesce a compensare solo in parte le differenze culturali delle famiglie di provenienza: il giudizio all'uscita dalla scuola dell'obbligo appare strettamente crescente con il livello di scolarità dei genitori, condizionando a sua volta la scelta del tipo di scuola secondaria.

Il secondo elemento è rappresentato dalla differenziazione per indirizzi della scuola secondaria. Poiché la scuola dell'obbligo non compensa i divari familiari, gli studenti si autoselezionano nelle diverse tipologie di istruzione secondaria (o nell'abbandono scolastico, scelta della quale purtroppo non è stato possibile disporre di informazioni), oltretutto per i risultati precedentemente conseguiti, secondo la professione e il titolo di studio dei propri genitori. Una volta prescelto il percorso specifico, l'autoselezione viene rafforzata dall'operare di *peer effect*. Coloro che frequentano i licei (ovvero coloro che hanno ottenuto votazioni più elevate all'uscita della scuola media, ovvero coloro che sono figli di genitori con elevata scolarità) si trovano in compagnia di individui con caratteristiche simili, e questo rafforza la loro capacità e/o disponibilità all'apprendimento. Analogamente coloro che frequentano gli istituti tecnici, oltre al fatto di provenire da

famiglia culturalmente più arretrate, condividono con i compagni di classe più blande motivazioni all'impegno scolastico, soffrendo un depotenziamento del loro percorso formativo.

Il terzo elemento è rappresentato dalla compresenza di scuole pubbliche e di scuole private. Se alcune famiglie di condizioni più agiate possono iscrivere i propri figli presso istituzioni private, costoro sono nelle condizioni di avvantaggiarsi di un ambiente esterno selezionato, per censo e per professione, a livello di scuola superiore, ricevendone sostegno anche nel corso della loro carriera successiva.

Attraverso simili canali, nel nostro paese si creano di fatto le condizioni perché il divario nel capitale umano e, plausibilmente, nella capacità di reddito si trasmetta di generazione in generazione. Formalmente il dettato costituzionale di uguaglianza del diritto di accesso all'istruzione non viene violato, ma gli individui sembrano fronteggiare prospettive di carriera scolastica e lavorativa molto differenziate. In questo contesto, meritano particolare attenzione le possibili conseguenze dell'introduzione generalizzata di buoni scuola, per esempio nella versione approvata di recente dal governo della Regione Lombardia²³. Alcune indicazioni preliminari a questo riguardo possono desumersi dalle prime evidenze empiriche riscontrate nel lavoro.

A livello di principio, l'offerta di un buona scuola allarga il set delle opportunità a disposizione delle famiglie, migliorandone le possibilità di individuare per i propri figli il percorso formativo più vicino a quello desiderato. Tuttavia tale vantaggio si applicherebbe solo alle famiglie "marginali", che avrebbero ossia voluto iscrivere i propri figli presso una scuola privata, essendone però impediti dalle loro limitate capacità reddituali. Coerentemente con l'analisi precedente, la scelta di iscrivere il proprio figlio presso un'istituzione privata può essere ricondotta all'intenzione di trarre vantaggio dall'autoselezione sociale che si compie a livello scolastico, e quindi da un più elevato *peer effect*. Migliorare le condizioni per l'attuazione di simile scelta, per esempio con l'offerta del buona scuola, comporterebbe un'accentuazione dell'iniziale divario nei livelli di apprendimento piuttosto che una sua riduzione, con evidente detrimento delle condizioni di equità.

Si potrebbe tuttavia sostenere che l'accentuata corrispondenza a livello scolastico delle iniziali differenze nel rango sociale può giustificarsi per un guadagno di efficienza nel complesso del sistema scolastico. Tuttavia, l'evidenza riscontrata non fornisce elementi a conforto dell'ipotesi che le scuole private in Italia si caratterizzino per una formazione di qualità superiore rispetto a quella offerta dalle scuole pubbliche, indicando semmai segnali in senso contrario. Inoltre, la linearità dell'effetto di vicinato sul risultato scolastico, benché testata sulla base di informazioni relative unicamente alla scuola secondaria pubblica, indebolisce la possibilità che una maggiore sperequazione sociale nella composizione delle scolaresche sostenga l'efficienza del sistema di istruzione italiano. Quindi redistribuire una parte dell'utenza dalla scuola pubblica a quella privata, seppur conveniente dal punto di vista della finanza pubblica (nella misura in cui il buona scuola resta inferiore al costo posto

²³ Si tratta di una erogazione di ammontare massimo (2.500.000 annue) a copertura di spese per la frequenza scolastica al di sopra di una soglia di 300.000 annue, erogato su domanda a tutte le famiglie con un reddito procapite inferiore a 60.000.000 annui. Poiché i frequentanti la scuola pubblica difficilmente superano la soglia minima, e poiché la quasi totalità delle famiglie ricade al di sotto dei limiti di reddito, si tratta di un finanziamento incondizionato a favore dei frequentanti le scuole private.

a carico delle famiglie), rischia di tradursi in un rallentamento nella formazione del capitale umano aggregato, ancorché in una più accentuata disuguaglianza nella sua distribuzione a livello individuale. Nel complesso, appare di debole fondamento la possibilità che l'introduzione di buoni scuola nell'ordinamento scolastico italiano comporti di per sé apprezzabili guadagni di benessere collettivo. Inoltre, la disponibilità di tali buoni rischia di peggiorare le condizioni di equità nell'accesso alle carriere scolastiche, se nel contempo non si attivino misure volte ad attenuare i processi di autoselezione delle famiglie e a rendere più fluidi i diversi percorsi formativi che caratterizzano attualmente il sistema scolastico secondario in Italia.

Appendice

A1. Descrizione dei dati impiegati nell'analisi dei giudizi di maturita'

La fonte e' l'indagine condotta dall'Istituto Cattaneo nell'anno scolastico 1992-93 su un campione di 6547 studenti in uscita dai licei e dagli istituti tecnici, commerciale e industriale (Gasperoni, 1996). La sua copertura include una varieta' di informazioni di natura anagrafica (tra le quali anche eventuali cambi di residenza), socio-economica (oltreche' scolarita' e tipo di occupazione dei genitori, la disponibilita' di computer e strumenti didattici in famiglia) e scolastica (dal voto di licenza media a quello di maturita', dal numero di bocciature e esami di riparazione all'intenzione di intraprendere gli studi universitari). Ai fini dell'analisi empirica riportata nella sezione 2, la classificazione e il campo di variazione delle variabili oggetto di rilevazione sono state occasionalmente modificate. In particolare, la misura dello stato occupazionale dei genitori, che originariamente assegnava un valore intero sino a 14 alle differenti tipologie professionali, e' stata riorganizzata in una scala piu' compressa per aumentare la numerosita' delle osservazioni disponibile per ogni categoria; inoltre il valore massimo (ora pari a 7) e' stato riferito a quella di insegnante piuttosto che a quella di imprenditore. Dalla variabile relativa alla condizione lavorativa sono state desunte due *dummy*, una per lo stato di attivita' (ATT), l'altra per la presenza in vita (DUVIV). La misura originale della distanza in minuti percorsa per raggiungere la scuola e' stata opportunamente ponderata per il mezzo di trasporto impiegato, la cui scala e' stata essa stessa in parte modificata in funzione della scorrevolezza in citta', per ottenere la variabile MINUMEZ. Nella tavola A1 si riporta una sintesi essenziale delle caratteristiche delle variabili impiegate nell'analisi empirica.

Tavola A1 – Statistiche descrittive delle variabili impiegate nell'analisi dei risultati nella scuola superiore-

Variabile	Definizione	Media	Dev. st.
VOTOMAT	Voto di maturita'	46,21	6,83
SCUOLA	Indirizzo di studi (licei=1)	1,39	1,09
BOCCIA	No. bocciature alla superiore	0,32	0,64
RINVIO	No. rinvii a esami di riparazione	1,21	1,36
ASSENZE	No. assenze nel 1° quadrimestre dell'ultimo anno scuola sup.	2,52	1,05
GIUDMED	Voto di licenza media (suff=1, discr.=2, dist.=3, ottimo=4)	2,74	1,07
STUDIO	Ore di studio medie per settimana	3,34	1,24
UNIV	Intenzioni per studi universitari (iscrizione=1)	0,71	0,45
MINUMEZ	Distanza dal luogo di istruzione (corretta per il mezzo di trasporto)	10,38	7,20
TITFAM	Media dei titoli di studio dei genitori (da "nessuno"=1 a "laurea"=5)	3,43	0,92
OCCFAM	Media dello stato professionale dei genitori (da "bracciante, coltivatore diretto e salariato agricolo"=1 a "insegnante"=7)	3,24	1,54
ATTM (P)	Stato lavorativo della madre (padre) (attiva (o)=1)	0,5 (0,9)	0,5 (0,2)
LETTURA	No. libri non scolastici letti nell'anno (da "nessuno"=1 a "piu' di 20"=5)	2,54	0,94.
DIMSKL	Dimensione della scuola (piccola=1, media=2, grande=3)	1,95	0,82
VOLUMI	No. libri non scolast., escluse riviste e giornali disponibili in famiglia (da "non piu' di 10"=1 a "piu' di 250"=5)	3,59	1,02

A2. Descrizione dei dati impiegati nell'analisi delle carriere universitarie

I dati relativi alle carriere universitarie sono di fonte amministrativa, e provengono dall'universo degli immatricolati nell'Università degli Studi di Milano per l'anno accademico 1999-2000. Si tratta di una popolazione di oltre 60.090 studenti, nell'analisi empirica ristretta agli studenti iscritti in corso per evitare distorsioni relative all'autoselezione negativa. In particolare, sono stati considerati 37.129 studenti, che corrispondono a coloro che si sono immatricolati per la prima volta a partire dal 1995-96. Tenuto conto delle osservazioni mancanti nelle diverse variabili, le osservazioni valide sono state ulteriormente ridotte a 29.250. La differenza principale che si segnala quando si partiziona il campione tra studenti che hanno frequentato una scuola secondaria pubblica e coloro che hanno frequentato una secondaria privata è nel reddito e nella ricchezza familiare, che differiscono di quasi 10 e 8 milioni rispettivamente. Anche la performance universitaria dei secondi è leggermente inferiore, sia in termini di media che di numero di esami superati.

Tavola A2 – Statistiche descrittive delle principali variabili impiegate nell'analisi delle carriere universitarie–

Variabile	Scuola pubblica		Scuola privata	
	Media	Deviaz. st.	Media	Deviaz. st.
numero osservazioni	24,452		4,798	
secco (1= donna)	0,57	0,49	0,55	0,49
Età	22,23	3,59	22,73	3,98
voto maturità	46,59	7,09	45,50	6,99
Reddito familiare	62.304.080	37.032.350	71.750.290	46.094.520
Ricchezza familiare	14.451.610	46.576.930	22.583.720	42.014.750
Esami	10,55	7,81	10,16	7,67
esami per anno	3,34	2,02	3,12	2,11
voto medio esami	25,29	2,57	24,73	2,65

Bibliografia

- Benabou, R. (1996) Heterogeneity, Stratification and Growth: Macroeconomic Implications of Community Structure and School Finance *American Economic Review* 86, pp. 584-609
- Argys, L., Rees, D. e Brewer, D. (1996) Detracking American Schools: Equity at Zero costs? *Journal of Policy Analysis and Management* 15, pp. 623-45
- Betts, J.R. (1995) Does School Quality Matter? Evidence from the National Longitudinal Survey of Youth *Review of Economic Studies and Statistics* 77, pp. 213-50
- Borjas, G.J. (1995) Ethnicity, Neighborhoods, and Human Capital Externalities *American Economic Review* 85, pp.365-90
- Card, D. e Krueger, A.B. (1992) Does School Quality Matter? Returns to Education and the Characteristics of Public Schools in the United States *Journal of Political Economy* 100, pp. 1-40
- Checchi, D. (2000) University education in Italy. *International Journal of Manpower* vol. 21, n. 3-4: 160-205
- Coleman, J.S. (1988) Social Capital in the Creation of Human Capital *American Journal of Sociology* 94, pp. S95-S120
- Coleman, J.S e Hoffer, T. (1987) *Public and Private Schools: The Impact of Communities* Basic Books Inc., New York
- Coleman, J.S, Hoffer, T. E Kilgore, S. (1982) *High School Achievement: Public, Catholic, and Private Schools Compared* Basic Books Inc., New York
- Coleman, J.S. e al. (1966) *Equality of Education opportunity* US Government Printing Office, Washington DC
- Epple, D. e Romano, R.E. (1998) Competition Between Private and Public Schools, Vouchers, and Peer Group Effects *American Economic Review* 88, pp. 33-62
- Evans, W.N. e Scwab, R.M. (1995) Finishing High School and Starting College: Do Catholic Schools Make a Difference? *Quarterly Journal of Economics* 110, pp. 941-74
- Evans, W.N., Oates, W.E. e Scwab, R.M. (1992) Measuring Peer Group Effects: A Study of Teenage Behavior *Journal of Political Economy* 100, pp. 966-91
- Figlio, D.N. (1999) Functional Form and the Estimated Effects of School Resources *Economics of Education Review* 18, pp. 241-52
- Fiske, E. e H.Ladd (2000) *When schools compete – a cautionary tale*. Brookings Institution Press, Washington DC
- Gasperoni, G. (1996) *Diplomati e istruiti*. Il Mulino, Bologna
- Glomm, G. e Ravikumar B. (1992) Public versus private investment in human capital: endogenous growth and income inequality, *Journal of Political Economy* vol.100/4, p.818-834
- Green, A., Wolf, A. e Leney, T. (1999) *Convergence and divergence in European education and training systems*. Bedford Way Papers, Institute of Education, University of London

- Hanushek, E.A. (1986) The Economics of Schooling: Production and Efficiency in Public Schools *Journal of Economic Literature* **25**, pp. 1141-77
- Hanushek, E.A. (1979) Conceptual and Empirical Issues in the Estimation of Educational Production Functions *Journal of Human Resources* **14**, pp. 351-88
- Hanushek, E.A., Rivkin, S.G. e Tylor, L.L. (1996) Aggregation and the Estimated Effects of School Resources *Review of Economic Studies and Statistics* **73**, pp. 611-26
- Henderson V., Miezowski, P. e Sauvageau, Y. (1978) Peer Group Effect and Educational Production Function *Journal of Public Economics* **10**, pp. 97-106
- Kremer, M. (1997) How Much Does Sorting Increase Inequality *Quarterly Journal of Economics* **112**, pp. 115-39
- Muller, D., Ringer, F. e Simon, B. (1977) *The rise of the modern educational system: structural change and social reproduction*. Cambridge University Press
- Robertson, D. e Symon, J. (1996) Do Peer Group Matter? Peer Group Versus Schooling Effects on Accademic Attainment *CEP Discussion Paper* n. 311
- Stiglitz, J. (1974) The demand for education in public and private school system, *Journal of Public Economics* **3**, 349-385
- Summers, A.A. e Wolfe, B.L. (1977) Do School Make a Difference? *American Economic Review* **67**, pp. 639-52
- Zimmer, R.W. e Toma, E.F. (2000) Peer Effects in Private and Public Schools across Countries *Journal of Policy Analysis and Management* **19**, pp. 75-92
- Zollino, F. (1995) Istruzione, crescita ed equità: una rassegna della teoria, in N. Rossi (a cura di) *Istruzione: Solo un Pezzo di Carta?* Il Mulino, Bologna