

DROPOUT NELLE SCUOLE SUPERIORI: L'IMPATTO DELLA TIPOLOGIA ISTITUZIONALE

Pietro Giorgio Lovaglio, Gloria Ronzoni

Dipartimento di Statistica, Facoltà di Scienze Statistiche, Università Milano Bicocca

Riassunto

Nel seguente lavoro viene proposto uno studio per la valutazione dell'impatto esercitato dalla tipologia di scuola (pubblica/privata) sulla probabilità di dropout (promosso/bocciato) entro il primo biennio delle scuole medie superiori degli studenti del Comune di Milano che ha recentemente creato un archivio scolastico al fine di monitorare la popolazione studentesca nella provincia di interesse. Per poter effettuare l'analisi bisogna rimuovere le notevoli differenze tra gruppi o trattamenti dovuti a distorsione da auto-selezione, tipica degli studi osservazionali, cioè utilizzando strumenti che riducano tale fonte di confondimento e rendano i gruppi confrontabili. Dopo aver bilanciato i fattori di confondimento osservabili attraverso il propensity score matching, un opportuno modello di impatto ha permesso di valutare quali fattori determinano l'insuccesso scolastico e il ruolo svolto dalla tipologia istituzionale della scuola.

1. INTRODUZIONE

L'istruzione, al pari della formazione professionale, dell'assistenza, della sanità ecc. è un servizio che ha lo scopo di modificare le condizioni psico-fisiche e/o socio-culturali delle persone. L'intervento dello Stato in questi campi, giustificato dal loro carattere di pubblica utilità, si manifesta essenzialmente attraverso l'allocazione e la gestione di risorse pubbliche (diretta o tramite trasferimento fiscale a privati) ed azione di controllo. Quest'ultima, nella sua recente veste di "valutazione" (Accountability) è finalizzata sia ad accrescere l'informazione e la conoscenza su tali servizi sia a promuovere lo sviluppo di capacità manageriali e gestionali, per raggiungere gli obiettivi (salute, conoscenza-competenza, lavoro ecc.) nel rispetto dei principi di efficienza, efficacia ed equità.

Il carattere sociale di tali servizi, ed i forti investimenti necessari per assicurarne l'offerta, ha determinato la gestione prevalentemente da parte dello Stato, il quale, in passato, ha cercato di garantirne l'efficienza, l'efficacia

e l'equità attraverso norme e controlli formali. Di recente il fallimento palese di tale strategia ha tuttavia imposto la necessità di controlli sostanziali, che, nel rispetto dell'autonomia degli Agenti (pubblici o privati) preposti alla produzione del servizio, producessero le informazioni che il mercato, autonomamente, non è in grado di fornire né lo Stato è in grado di ottenere senza un apparato (di valutazione) adeguato. Tutto ciò, in regime di conduzione pubblica fa sì che gli Agenti (pubblici o privati) non siano sottoposti ad un controllo sostanziale, bensì soltanto a quello formale delle leggi e dei regolamenti. Essi sono così resi liberi di perseguire obiettivi diversi da efficienza, efficacia ed equità del servizio e di non rendere disponibili le informazioni necessarie ai cittadini per scegliere liberamente e con piena cognizione di causa tra Agenti, i quali spesso si trovano ad operare in condizioni di monopolio naturale.

Tutto ciò comporta che efficienza, efficacia ed equità nella produzione di questi servizi non possano essere garantite né attraverso i controlli formali delle leggi e dei regolamenti pubblici, né attraverso il libero mercato, ma da sistemi di controllo gestiti da enti indipendenti. I sistemi di Accountability, sorti in contesti anglosassoni ed americani, hanno come *mission* un triplice compito: *i*) rimuovere l'asimmetria informativa che caratterizza il settore; *ii*) aiutare a definire regole di allocazione delle risorse tra Agenti basate sulla massimizzazione di chiare funzioni obiettivo (compreso l'aspetto di accreditamento); *iii*) fornire indicatori su cui basare forme di comparazione-competizione tra gli Agenti – siano questi pubblici o privati, orientati o meno al profitto – preposti alla produzione dei servizi.

Nell'ambito dell'istruzione scolastica, uno dei fenomeni che ha accompagnato la scolarità di massa è stato quello della “dispersione scolastica” (*dropout*) definita come “il rallentamento od interruzione nel percorso di un ragazzo all'interno del ciclo scolastico, prima del conseguimento del titolo terminale sia durante la scolarità obbligatoria sia in quella secondaria”(Unesco, 1972), di fatto andando a coincidere con una ripetenza, un abbandono o con una “evasione scolastica”, da parte di studenti in età di obbligo scolastico che o non si sono iscritti oppure non hanno mai frequentato.

Il fenomeno della dispersione scolastica avviene generalmente nel primo biennio della scuola secondaria e maggior frequentemente in scuole dal profilo più professionalizzante che attraggono studenti con difficoltà di apprendimento o minor motivazione a continuare gli studi. La dispersione scolastica, dovuta prevalentemente a fattori individuali socio economici e scolastici, è un fenomeno che coinvolge l'intera società e l'organizzazione del sistema scolastico di un paese, impedendo ad esempio alle scuole di perseguire i propri obiettivi educativi.

L'evoluzione di tale concetto negli ultimi trent'anni ha fatto coincidere la

dispersione con un impoverimento generale della società, specialmente dal punto di vista dell'offerta del mercato del lavoro. In particolare le evidenze empiriche dell'ultimo decennio hanno mostrato una forte relazione tra bassa scolarizzazione e inserimento occupazionale anche stratificando per classe di età e titolo di studio (Isfol, 2002) tanto più che tendenze demografiche legate all'immigrazione aumentano la massa critica di soggetti potenzialmente a forte rischio di insuccesso scolastico (minoranze etniche, immigrati, famiglie povere).

Si tratta di un fenomeno dagli elevati costi sia economici che sociali: è stato stimato che la dispersione scolastica costa al sistema Paese qualcosa come 3,5 miliardi di euro l'anno, che rappresenta circa il 10% del bilancio del Ministero della Pubblica Istruzione (Ministero dell'Economia, 1999). Analoghe stime nel contesto delle *High School* americane hanno mostrato che ciascuna coorte di studenti dropout comporta per una città media una spesa annuale in servizi sociali di circa 400 milioni di dollari, senza considerare i redditi da lavoro perduti (Catterall, 1987).

Proprio per rispondere a tali esigenze conoscitive le istituzioni pubbliche in materia di Istruzione hanno costituito (Ministero dell'economia, 1988) archivi amministrativi denominati *Anagrafi scolastiche*, i cui obiettivi sono connessi alla creazione di un sistema informativo di "monitoraggio" continuo che fungesse da osservatorio continuativo e permanente della realtà scolastica (indagando le caratteristiche anagrafiche degli studenti e gli eventi scolastici, dall'ingresso del sistema fino all'assolvimento dell'obbligo), concretizzatosi con il sistema informativo SSSI curato dal ministero della Pubblica Istruzione (2000), prodotto dalla standardizzazione degli archivi scolastici di tutto il territorio nazionale.

Recentemente il comune di Milano ha predisposto e realizzato un' anagrafe scolastica che raccolga notizie anagrafiche e scolastiche di tutti gli studenti iscritti ad istituti scolastici dal 1991 al 2004 situati nel comune di Milano. La caratteristica principale di tale archivio risiede nella sua natura di tipo longitudinale, in modo da sintetizzare, in un'unica fonte, non solo il percorso formativo di ogni singolo studente (dal suo ingresso nel sistema scolastico fino all'assolvimento dell'obbligo), ma anche informazioni relative alle caratteristiche dello stesso, della sua famiglia, integrando le informazioni precedentemente disperse in altri archivi ufficiali (Ministero, Regione, Provincia, Comune).

Tale archivio funge attualmente da base informativa a fini descrittivi, informativi e di monitoraggio da parte dell'amministrazione pubblica dei volumi di flusso (coorti di studenti, diritto allo studio, edilizia scolastica, trasporto alunni, refezione scolastica, ecc) oltre che agli aspetti legati specificamente alla scolarità e alla vigilanza sull'adempimento dell'obbligo scolastico.

L'obiettivo del presente lavoro è quello di valutare i fattori che determina-

no il dropout scolastico nel primo biennio delle scuole medie-superiori (che di fatto coincide, nella realtà territoriale analizzata, con l'evento bocciatura) ed in particolare stimare l'impatto della tipologia istituzionale (pubblica/privata), relativamente agli studenti del comune di Milano.

2. LA VALUTAZIONE DEL SUCCESSO SCOLASTICO

Negli studi di valutazione si è soliti distinguere tra la misura dell'outcome (che spesso coincide con un costrutto latente) e la stima della quota attribuibile all'erogatore del servizio (valore aggiunto), interpretato nel presente caso come il contributo specifico che le scuole hanno sull'outcome stesso (Scheerens, 1992; Fitz-Gibbon, 1997). Le scuole vengono pertanto comparate sulla base di misure del "valore aggiunto" al netto dell'influenza del background dello studente (ed eventualmente di fattori che rendono le scuole tra loro non comparabili o non equamente comparabili), piuttosto che sulla base dei risultati medi dei loro studenti. Al fine di comparare in maniera equa le scuole tra loro è necessario separare l'effetto che queste variabili, fuori del controllo delle scuole, hanno sugli outcome da quello che è invece l'effetto delle scuole e delle classi e tenendo conto della struttura gerarchica dei dati.

I fattori che determinano principalmente il successo scolastico dello studente sono legati in primo luogo alle caratteristiche individuali (caratteristiche genetiche, motivazione, preparazione, ambizione, etc) che non solo influenzano il successo dell'allievo ad un livello specifico, ma anche ad un livello aggregato o sociale (Gamoran, 1992); infatti in numerose applicazioni si è osservato che la composizione sociale delle scuole predice i tassi di drop out anche dopo il controllo dei fattori di background individuale (Bryk & Thum, 1989; Mayer, 1991; Neal, 1997; Rumberger, 1995; Rumberger & Thomas, 2000). Parallelamente è fondamentale il ruolo svolto dalla famiglia sia come condizione di contesto in cui si sviluppa il capitale umano dei figli (status socio economico, clima familiare), sia come soggetto capace di creare capitale sociale (modalità e capacità di relazioni con i figli, tra famiglie diverse, anche all'interno di reti informali, gruppi di interessi o movimenti) nella società (Colemann, 1988).

Un secondo fattore è legato alle risorse (umane ed immateriali) delle singole scuole, ed in particolare, tra le altre, al rapporto studenti per numero di insegnanti, (Hanusheck, 1997); le evidenze empiriche tuttavia evidenziano differenze significative di tassi di dropout tra le scuole, aggiustati sia per i fattori individuali sia per le risorse, indicando quantomeno una mancanza di variabili rilevanti a livello macro.

A tal proposito dagli inizi degli anni 90 la comunità scientifica legata all'economia dell'istruzione è stata attraversata da un forte dibattito circa il ruolo

delle caratteristiche strutturali delle scuole, specialmente la tipologia istituzionale (pubblica, privata), sulle prestazioni scolastiche degli studenti (Bryk et al., 1993; Chubb & Moe, 1990; Coleman & Hoffer, 1987). Recenti filoni di indagine sia nell'ambito della *School Effectiveness* (legata alle *policy* e *Accountability*), sia in quello della *School Improvement* (finalizzati all'autovalutazione e miglioramento della scuola) rimarcano l'importanza delle caratteristiche strutturali del sistema scuola di un paese come fattore da considerare seriamente per definire la qualità dei sistemi educativi.

Le evidenze empiriche basate su approfondimenti metodologici legati ai modelli longitudinali (apprendimenti affrontati in termini di tassi di crescita temporali) hanno smentito teorie basate su conclusioni empiriche da dati cross-section, già largamente diffuse dal rapporto Coleman (Coleman et al., 1966), secondo cui i fattori scolastici del processo educativo hanno un contributo molto limitato sugli apprendimenti. In particolare i differenziali di successo scolastico sono associati alle diverse caratteristiche strutturali delle scuole, aggiustando sia per il background individuale, sia per le risorse scolastiche: in particolare assumono un ruolo dominante la forma di direzione e di controllo del sistema scolastico, il grado di autonomia delle scuole, il ruolo delle famiglie e delle organizzazioni sindacali, la presenza di sistemi di valutazione del profitto degli studenti, e l'incidenza del settore privato (Woessmann, 2001; Bishop e Woessmann, 2002).

Rispetto al ruolo della tipologia istituzionale delle scuole le evidenze empiriche sono comunque discordanti; sintetizzando i risultati principali (Bryk & Thum, 1989; Coleman & Hoffer, 1987; Evans & Schwab, 1995; Neal, 1997) relativi alle High School americane, i tassi di drop out delle scuole private sono significativamente più bassi degli studenti delle "public school", anche dopo l'aggiustamento per le differenti caratteristiche individuali e familiari, mentre i tassi di turnover (passaggio degli studenti da una tipologia ad un'altra in seguito ad una precedente bocciatura) delle scuole private sono in linea con quelli delle scuole pubbliche (Lee & Burkam, 1992; Rumberger & Thomas, 2000).

Tuttavia non è stato messo in luce se tali differenze siano dovute alle diverse caratteristiche strutturali, oppure se esse siano semplicemente correlate al rendimento, costituendo delle condizioni di contesto in cui risultano più marcati differenziali di performances tra studenti (Rumberger, 1995).

Nel contesto italiano le analisi relativamente all'impatto della tipologia istituzionale della scuola si limitano agli studi sull'apprendimento degli studenti relativi ai dati PISA 2003, perlopiù basati su dati aggregati (la non disponibilità di dati disaggregati sull'indagine PISA 2003 non ha favorito studi più approfonditi in merito) lasciando il campo a coraggiosi confronti tra scuole pubbliche e private.

Pur tuttavia i dati mostrano significativi differenziali in matematica e in lettura in favore degli studenti delle scuole statali rispetto alle scuole private, aggiustando per il background individuale e quello medio delle scuole (Invalsi, 2006): in particolare a fronte di punteggi medi in matematica per studenti della scuola pubblica di 467 (media Ocse 482), gli studenti delle scuole private raggiungono una performance di 441 (media Ocse 520).

Alla luce di questi risultati, più che i differenziali tra le due tipologie di scuole in Italia appare paradossale che gli apprendimenti degli studenti privati e statali non riflettano i differenziali negli altri paesi OCSE (OECD, 2005).

3. METODOLOGIA

L'applicazione dei modelli ad effetti casuali o modelli multilivello (Goldstein, 1987) consente di introdurre il background individuale quale fattore di aggiustamento degli outcome al livello più basso della gerarchia e al contempo stimare l'effetto esercitato da variabili operanti a livelli superiori della gerarchia stessa: l'effetto della classe, del contesto territoriale-economico e della scuola (Aitkin e Longford, 1986; Goldstein, 1986; Snijders e Bosker, 1999). In accordo con la prospettiva multilivello diversi modelli concettuali sono stati sviluppati nell'ambito della valutazione delle scuole, tra i quali citiamo quelli proposti da Scheerens (1990), Creemers (1994), e Stringfield e Slavin (1992). La caratteristica saliente di questi modelli è la presenza di almeno due livelli gerarchici al cui interno sono specificati una molteplicità di fattori, interrelati tra loro anche tra diversi livelli.

Nella valutazione di impatto invece (tipicamente applicate a stimare l'efficacia di iniziative o progetti istituzionali) è di primario interesse l'efficacia assoluta (l'effetto dell'intervento con quello che si avrebbe in assenza dello stesso) o, da un altro punto di vista, l'efficacia di uno o più gruppi di Agenti erogatori (identificati da determinate caratteristiche Istituzionali).

I modelli multilevel vengono proposti nella valutazione dell'efficacia relativa degli Agenti che erogano un servizio attraverso misure di valore aggiunto depurate dalle caratteristiche dei soggetti e degli agenti eroganti (residui di II livello). Tuttavia tali misure sono soltanto valutazioni relative (Gori e Vittadini, 1999) e non assolute, nel senso che una scuola (Agente) potrebbe risultare più o meno efficace di altre, senza che ciò faccia emergere se le performances raggiunte dai suoi utenti siano maggiori o minori del risultato che sarebbe stato possibile ottenere senza la presenza dell'intervento (oppure senza poter confrontare tra loro Istituti pubblici e privati).

Nel caso in cui si voglia valutare l'efficacia di impatto di una iniziativa o

di un progetto i soggetti oggetto dell'intervento devono essere distinti in due opportuni gruppi: il gruppo dei trattati (cui corrisponde l'erogazione del servizio da parte di Agenti) e il gruppo di controllo (soggetti cui non viene erogato il servizio); in tale contesto la valutazione dell'efficacia di impatto congiuntamente all'efficacia relativa (tra Agenti) si realizza inserendo nel modello multilevel più appropriato (nel nostro caso un modello logistico a due livelli) un parametro (ϵ) che misura l'impatto dell'intervento rispetto al non intervento, come evidenziato nella (1):

$$\text{logit}(y_{ij}) = \beta_{0j} + \sum_s \beta_{sj} x_{sij} + \epsilon \mathbf{I}_{ij} + r_{ij} \quad \beta_{0j} = \gamma_{00} + \mathbf{I}_{ij} \mathbf{u}_{0j} \quad (1)$$

dove y_{ij} è l'outcome per il soggetto i ($i=1, \dots, n_j$) trattato dall'Agente j ($j=1, \dots, k$) e x_{sij} è la covariata s , r_{ij} è il termine erratico per tale soggetto, β_{0j} è l'intercetta casuale per l'Agente j , e \mathbf{u}_{0j} gli errori di II livello.

In corrispondenza del parametro di efficacia e degli errori \mathbf{u}_{0j} si è inserita una variabile dummy \mathbf{I}_{ij} – che vale 0 per gli individui i del gruppo di controllo (non trattati da nessun Agente cui corrisponde l'indice $j=0$) e 1 per gli individui trattati (da uno dei possibili k Agenti cui corrispondono indici $j=1, \dots, k$) – in modo tale che l'analisi di efficacia relativa si ponga solo tra strutture erogatrici del servizio, mentre quella di impatto tra i due gruppi di soggetti.

Tale proposta va comunque integrata alla luce di ulteriori considerazioni; infatti poiché generalmente esiste correlazione tra (assegnazione del) trattamento e variabile risposta, appare chiaro che la stima d'impatto dipenda in maniera significativa dal processo di selezione dei soggetti all'interno dei gruppi oggetto di valutazione; infatti, negli studi classici di efficacia di impatto (Heckman e Rob, 1986; Heckman e Hotz, 1989) l'eventuale presenza di disomogeneità tra i gruppi (nel caso più ricorrente il gruppo di trattati e quello di controllo) dovuta a fattori inosservabili potrebbe condurre a problemi di distorsione da selezione, o *selection bias* dovuta alla non randomizzazione dei trattamenti assegnati ai soggetti.

Tale considerazione assume un'importanza ancora maggiore considerando che in numerosi studi (Rice e Leyland, 1996; ISFOL, 2002) l'evidenza empirica ha mostrato che l'efficacia degli Agenti dipende dal meccanismo di accesso/selezione degli utenti nelle strutture erogatrici derivante essenzialmente dalla *tipologia normativa-istituzionale* di ogni Agente; i primi modelli che hanno tentato di eliminare questo fattore di *selection bias* (Heckman e Rob, 1986; Heckman e Hotz, 1989) hanno inserito nei modelli opportune interazioni (Cox e McCullagh, 1982) tra il valore dell'outcome prima del servizio e la tipologia istituzionale degli Agenti.

Altri approcci, anche se non in contesti di dati di tipo gerarchico, propongono nel modello di impatto la specificazione di un parametro di sensitività che riflette il grado di non casualità delle osservazioni tra i due gruppi dovuta a fonti latenti

(Copash e Li, 1997; Maddala, 1983; Rosenbaum, 1995; Copas e Eguchi, 2001; Heckman e Hotz, 1989).

Quanto detto pone in luce il fatto che i modelli multilevel di fatto non assicurano un adeguato processo di aggiustamento o bilanciamento se applicati in una logica di valutazione di impatto; infatti essi, limitandosi alla rimozione degli effetti principali delle covariate individuali sull'intercetta casuale e non indagando il ruolo di interazioni ai vari livelli della gerarchia o tra diversi livelli, di fatto non assicurano che i soggetti sottoposti ai diversi trattamenti o componenti i differenti gruppi di Agenti siano effettivamente confrontabili.

Uno studio di tipo randomizzato garantirebbe tale peculiarità, poiché la casualità dell'assegnazione delle unità nei gruppi bilancerebbe i valori delle covariate entro i gruppi, ma, ovviamente, ciò non è praticabile in quanto è il soggetto (studente) stesso a scegliere volontariamente quale Agente (Istituto) utilizzare e la sua preferenza è influenzata proprio da quelle diverse modalità di caratteri che lo contraddistinguono dagli altri.

Per ovviare a questo problema ed isolare l'effetto d'interesse (tra gruppi di Agenti) è possibile ricorrere a tecniche di campionamento in grado di costituire uno studio quasi-randomizzato, associando ciascuna unità del gruppo meno numeroso, in questo caso gli iscritti alla scuola privata, a una o più unità dell'altro gruppo (studenti pubblici), selezionando tra questi i soggetti eligibili per il confronto. Il paragrafo 3.1 illustra più analiticamente la procedura.

In definitiva l'approccio proposto in tale lavoro cerca di unificare i due approcci, permettendo di valutare congiuntamente gli Agenti che erogano il servizio (efficacia relativa) e parallelamente da un lato l'efficacia dell'iniziativa (nel caso della valutazione di impatto tradizionale), oppure l'efficacia associata ad un particolare gruppo di Agenti (nel caso della valutazione di due o più gruppi di Agenti identificati da caratteristiche di interesse, nel presente caso la natura pubblica o privata della scuola), eliminando, in entrambi i casi, i fattori di non comparabilità inerenti le caratteristiche individuali dei soggetti che compongono i gruppi di Agenti i cui effetti sono considerati fissi¹.

3.1 IL RUOLO DEL PROPENSITY SCORE

Il *propensity score* (PS), introdotto per la prima volta da Rosenbaum e Rubin (1983), è una tecnica che tipicamente si utilizza negli studi di impatto per ricavare una stima corretta dell'effetto dei diversi trattamenti negli studi osservazionali,

¹ Il bilanciamento nel caso di variabili trattamento di natura casuale comporta numerosi problemi di natura distributiva e non ha finora avuto risposte confortanti (Imbens, 2000).

attraverso l'utilizzo di metodi di aggiustamento quali il matching, la stratificazione, e l'aggiustamento per covariate.

Il propensity score per l' i -esimo ($i=1, \dots, n$) soggetto - PS_i - è la probabilità di essere assegnato a un particolare trattamento ($z_i = 1$) condizionatamente al vettore di covariate osservate per quel soggetto, nella riga della matrice \mathbf{X} delle covariate (\mathbf{X}_i):

$$PS_i = P(z_i = 1 | \mathbf{X}_i = \mathbf{x}_i) \quad (2)$$

Nell'ipotesi che condizionatamente al valore delle covariate vi sia indipendenza tra variabile obiettivo e assegnazione al trattamento (*conditional independence assumption*), opportune tecniche statistiche (matching, stratificazione, regressione) che valutano l'efficacia dei trattamenti aggiustando per i valori di PS forniscono una stima corretta dell'effetto del trattamento. Ciò si può sintetizzare nella proprietà secondo la quale, condizionatamente al PS, vi è indipendenza tra assegnazione ai vari trattamenti e covariate di partenza, anche quando l'assegnazione del trattamento è influenzata da variabili latenti (Heckman e Hotz, 1989).

Essendo assicurata l'uguaglianza della distribuzione delle caratteristiche osservate per i trattati e i non trattati e quindi l'uguaglianza nelle condizioni di partenza, i punteggi della variabile obiettivo (y) nei due gruppi sono imputabili solo al trattamento (escludendo situazioni di distorsione latente) e non anche alla diversa assegnazione al trattamento appartenenza ad uno dei due gruppi (D'Agostino, 1998).

La stima del PS può essere effettuata attraverso l'analisi discriminante o un modello logistico le cui covariate non necessariamente coincidono con quelle specificate nel modello di impatto.

Il vantaggio dell'uso del PS consiste nel fatto che sintetizza in un'unica dimensione il case-mix individuale attribuito a covariate osservate il cui effetto (modellizzabile anche attraverso specificazioni complesse che includono interazioni non necessariamente bivariate, o termini quadratici, cubici, etc) si manifesta a livello individuale sulla probabilità di ricevere un determinato trattamento (Rubin e Thomas, 1996).

Il limite principale del PS è quello di non riuscire a bilanciare totalmente le variabili che non sono interamente osservabili, nella stima del modello per la valutazione degli effetti resterà quindi della distorsione da fonti non osservabili che non è possibile rimuovere (Copas e Li, 1992).

Nella presente applicazione si utilizza come criterio di risk adjustment la tecnica del matching, solitamente applicata nel caso in cui il gruppo dei casi è numericamente molto inferiore rispetto a quello dei controlli; esso consiste nel processo di appaiamento di ciascuna unità del gruppo dei casi a una o più controlli,

valutando le distanze tra individui rispetto al PS stimato, sintetizzando in una sola dimensione i profili individuali tra soggetti nei due trattamenti, garantendo quindi una fase computazionale più leggera.

Tra i vari criteri di appaiamento, tipicamente basati su distanze nella metrica di *Mahalanobis*, viene considerata la *nearest Mahalanobis metric within calipers* secondo la quale ad ogni soggetti trattato, casualmente estratto, seleziona tra tutti i controlli che abbiano un valore stimato del propensity score non superiore di certa soglia (caliper) il soggetto con la distanza minore dal trattato per poi ripetere il processo una volta che entrambi i soggetti siano eliminati dalla popolazione eligibile. Tale tecnica consente di creare un esperimento quasi-randomizzato (Rubin, 1980; Rosebaum e Rubin 1985) e in particolari situazioni un esperimento randomizzato controllato (Rubin, 1980).

Il propensity score è stato applicato negli studi sul dropout e di impatto di interventi scolastici (Hoffer, 1997; Dearden et al., 2005; Shapiro et al., 2004) sui programmi di intervento nell'ambito della formazione professionale (Firth et al., 1999).

4. L'IMPATTO DELLA TIPOLOGIA SUL DROP OUT

In questo studio si vuole valutare non semplicemente quali fattori determinano il dropout scolastico (che di fatto costituisce l'unico outcome disponibile dall'anagrafe scolastica del comune di Milano), ma condurre parallelamente uno con l'obiettivo di valutare se esiste un effetto della tipologia della scuola sul dropout dello studente.

La Costituzione italiana (art. 3, 2° comma), stabilendo che l'istruzione è un diritto che spetta a tutti, ha favorito un sistema scolastico composto sostanzialmente da tre tipologie istituzionali: la Scuola pubblica che svolge un servizio aperto a tutti senza discriminazioni, la Scuola privata parificata, che seguendo gli ordinamenti generali dell'istruzione impartiti dallo Stato, è equiparata alla scuola pubblica, infine la Scuola privata non parificata gestita da Enti e Privati che istituiscono con mezzi propri e senza oneri per lo Stato, scuole ed istituti di educazione, decidendo programmi, contenuti, criteri di accesso e di selezione degli studenti, rette da pagare e reclutamento degli insegnanti non definiti dalle linee guida ministeriali.

Al fine di esplorare differenziali tra istituti pubblici e privati sulla probabilità di dropout degli studenti entro il primo biennio delle scuole medie superiori, depurando dalle caratteristiche individuali, familiari e di contesto, come già accennato per tenere conto della struttura gerarchica degli studenti entro le scuole un modello multilevel logistico (Goldstein, 1987) appare la scelta più naturale.

I dati utilizzati sono stati rilevati presso l'archivio anagrafico scolastico del

Comune di Milano e si riferiscono agli studenti iscritti al primo biennio della scuola secondaria di secondo grado nell'anno scolastico 2004/2005. Nel complesso le scuole secondarie di secondo grado entro il comune di Milano sono 163 di cui 79 sono Istituti statali, 8 civici serali, 39 enti privati laici, 37 enti privati religiosi (7 sono private non paritarie, licei stranieri).

Dei 27.082 alunni iscritti al biennio della scuola secondaria (86% frequenta una scuola pubblica, il 14% una privata), il 40,2% è iscritto presso un liceo, il 39,2% in un istituto tecnico, ed infine il 20,6% in un istituto professionale.

Nelle scuole private la percentuale di bocciati sugli iscritti nel biennio è del 7,4% (di cui 0,6% ritirati), nei Licei tale quota sui corrispondenti iscritti è del 5,7%, mentre per le scuole pubbliche la percentuale di bocciati è del 21,4% (di cui un 3,7% di studenti non scrutinati), con situazioni diverse tra Istituti professionali (32%), Istituti tecnici (23%) e Licei (16%).

Le covariate disponibili o calcolate per ciascuno studente sono: l'Anno di nascita, il Genere, la Residenza (Milano o fuori Milano), la Nazione di nascita (Italia, Europa-Usa, Altro), la tipologia di scuole frequentate nei precedenti gradi di scolarità (Materna privata, Elementare Privata, Medie Private), la condizione di studente ripetente (Ripetenza), gli Anni di ritardo (rispetto ad un percorso di uno studente regolare), eventuali bocciature precedenti (Bocciato elementari, Bocciato Medie); sulla famiglia di origine sono state utilizzate, per limitare l'impatto dei valori mancanti, la qualifica lavorativa più prestigiosa tra i due genitori (Qualifica), e la presenza di almeno un genitore laureato (Laurea genitore), come covariate a livello di scuola si dispone della Tipologia della scuola superiore (Pubblica, Privata), l'Indirizzo (Liceo, Tecnico, Professionale), e della percentuale di bocciati al biennio sul totale iscritti nel biennio aggregata a livello di scuola (Tot_Bo), che può essere considerata una proxy del clima, del livello medio di preparazione e della severità della scuola.

Poiché lo studio non riguarda l'analisi di impatto, tradizionalmente inteso, il modello specificato non assume la forma dell'equazione (1), ma un modello multilivello logistico tradizionale, mostrato nella (3) e (4) in cui il logit per lo studente i nella scuola j è relativo all'evento "bocciato" (y_{ij})

$$\text{logit}(y_{ij}) = \beta_{0j} + \beta_1 \text{genere}_{ij} + \beta_2 \text{anno nascita}_{ij} + \beta_3 \text{ripetenza}_{ij} + \beta_4 \text{residenza}_{ij} + \beta_5 \text{nazione nascita}_{ij} + \beta_6 \text{materna privata}_{ij} + \beta_7 \text{elementare privata}_{ij} + \beta_8 \text{media privata}_{ij} + \beta_9 \text{bocciato elementari}_{ij} + \beta_{10} \text{bocciato medie}_{ij} + \beta_{11} \text{laurea genitore}_{ij} + \beta_{12} \text{anni_ritardo}_{ij} + \beta_{13} \text{qualifica}_{ij} + \beta_{14} \text{indirizzo}_{ij} + r_{ij} \quad r_{ij} \sim N(0, \sigma) \quad (3)$$

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{01} \text{Tipologia}_j + \gamma_{02} \text{Tot_Bo}_j + \mathbf{u}_{0j} \quad \mathbf{u}_{0j} \sim N(\mathbf{0}, \mathbf{t}) \quad (4)$$

Nel modello l'unico termine casuale è l'intercetta (β_{0j}) specificata nella (4) per la scuola j in funzione della tipologia e della percentuali di bocciati nel biennio, più un termine di errore specifico di ogni scuola (u_{0j}).

La stima del modello (3)-(4) sui dati dell'anagrafe scolastica del Comune di Milano ha prodotto i seguenti risultati: la correlazione intraclasse permette di affermare che quasi il 50% della variabilità dell'esito finale è dovuto ad un effetto scuola, e di questa più dell'80% è da imputarsi all'indirizzo scolastico e alla tipologia di scuola. Tra le covariate specificate, il modello mostra come variabili altamente significative nell'ordine, l'anno di nascita, gli anni di ritardo, la presenza di un genitore laureato, la tipologia di scuola, l'indirizzo scolastico, oltre ad altre covariate significative, ma con impatto minore quali la sede di residenza, il genere, la ripetenza alle medie, e il paese di nascita: in particolare si stima una significativa differenza di esito finale tra le due tipologie di scuole: uno studente di scuola statale ha un odds ratio (OR) di essere bocciato quasi doppio (OR=1,909, $t=4,530$) rispetto a uno studente di scuola privata, aggiustato per le covariate.

Tuttavia per analizzare e conoscere come si manifesta l'effetto di impatto è necessario che le unità che compongono i due campioni siano confrontabili e quanto detto circa il fatto che modelli gerarchici non siano direttamente applicabili in studi di impatto pone seri dubbi su tali risultati; inoltre l'evidenza empirica mostra che le distribuzioni dei residui di I livello (stime di r_{ij}) del modello (3) per gli studenti delle due tipologie Istituzionali sono solo in minima parte sovrapponibili, indicando quindi che una diretta comparazione tra i due gruppi sull'esito finale sarebbe fuorviante, a causa dell'influenza che hanno sulla variabile risposta le diverse combinazioni dei fattori che hanno determinato l'autoselezione.

5. ANALISI CON IL PROPENSITY SCORE

La Tabella 1 contiene le statistiche descrittive relative alle 14 covariate osservate nella (1), distinti tra *scuola pubblica* e *scuola privata*. Le prime quattro colonne contengono la media e la deviazione standard per ciascun fattore, nelle successive tre colonne è indicato il livello di distorsione o bias (dato dalla differenza assoluta tra la media della covariata tra i due gruppi), la sua versione standardizzata (diff std %, ricavata dalla differenza tra le medie dei gruppi rapportata alla media delle deviazioni standard) e la statistica test t (che valuta la differenza tra le medie dei due gruppi).

Dal confronto delle covariate in termini di differenza standardizzata e distorsione e dall'analisi delle medie dei gruppi emerge che per tutte le covariate si rifiuta l'ipotesi di uguaglianza tra le medie (o percentuali) dei gruppi (pvalue

<0.01), ad eccezione della variabile residenza; in particolare emergono come fattori particolarmente sbilanciati tra i due gruppi l'indirizzo scolastico, la frequentazione di scuole private nella carriera pregressa, l'insuccesso alle medie, gli anni di ritardo, la qualifica dei genitori e la presenza di genitore laureato.

Il modello logistico che ha stimato il PS, modellando la probabilità di iscriversi ad una scuola privata, utilizza 42 covariate che includono i 14 effetti principali, vari termini di interazione doppi e tripli, oltre a termini quadratici. Analizzando i punteggi stimati del PS tra i due gruppi emerge che essi sono molto sbilanciati, restituendo un bias pari a 0,329, una diff std% di 157,05 ed una statistica t pari 33,34).

Tab. 1: Distribuzione delle covariate nei due gruppi prima del matching

| Covariate | Ist. PRIVATO N= 3.881 | | Ist. PUBBLICO N= 23.201 | | CONFRONTI | | |
|-----------------|--------------------------|-------|----------------------------|---------|-----------|---------------|-------------|
| | Media | Std | Media | Std | Bias | Diff std % | t-statistic |
| Ripetenza | 0,056 | 0,229 | 0,110 | -19,856 | 0,054 | -19,856 | -12,940 |
| Genere | 0,528 | 0,499 | 0,497 | 0,699 | 0,031 | 5,175 | 3,620 |
| Anno nascita | 1988,4 | 0,677 | 1988,3 | 0,705 | 0,083 | 12,011 | 14,630 |
| Residenza | 1,999 | 0,021 | 1,997 | 0,052 | 0,002 | 54,152 | 1,690 |
| Indirizzo | 1,244 | 0,493 | 1,897 | -102,76 | 0,653 | -102,76 | -66,040 |
| Anni ritardo | 0,138 | 0,760 | 0,380 | -32,521 | 0,242 | -32,521 | -25,090 |
| Laurea genitore | 0,441 | 0,497 | 0,244 | 42,497 | 0,197 | 42,497 | 18,310 |
| Qualifica | 1,244 | 0,423 | 1,697 | -100,76 | 0,853 | -105,76 | -68,040 |
| Nazione nascita | 1,151 | 0,726 | 1,402 | -24,030 | 0,251 | -24,030 | -17,430 |
| Materna privata | 0,441 | 0,497 | 0,154 | 0,361 | 0,287 | 66,900 | 25,200 |
| Elem. privata | 0,591 | 0,492 | 0,118 | 113,918 | 0,473 | 113,918 | 47,920 |
| Media privata | 0,630 | 0,492 | 0,080 | 132,198 | 0,550 | 132,198 | 58,070 |
| Bocciato elem. | 0,012 | 0,109 | 0,021 | -7,074 | 0,009 | -7,074 | -4,440 |
| Bocciato medie | 0,213 | 0,144 | 0,050 | 88,046 | 0,163 | 88,046 | -10,310 |

La parte sinistra di Figura 1 conferma tale affermazione mostrando che la probabilità condizionata di appartenere alla scuola privata prima del matching, (PRE-PRIVATA) date le caratteristiche osservate e inserite nel modello di stima, è in generale più alta per i soggetti che realmente la frequentano, mentre solo un piccolo sottoinsieme di studenti delle scuole pubbliche (PRE-PUBBLICA) per caratteristiche ha elevate probabilità di iscriversi ad una privata e dunque appartenente al bacino dei soggetti eligibili per il gruppo di controllo.

Tab. 2: Bilanciamento covariate nei gruppi dopo il matching (* p-value<0.05)

| Covariate | Ist. PRIVATO N= 1.590 | | Ist. PUBBLICO N= 1.590 | | CONFRONTI | | |
|------------------|--------------------------|-------|---------------------------|-------|-----------|---------------|-------------|
| | Media | Std | Media | Std | Bias | Diff std % | t-statistic |
| Ripetenza | 0,076 | 0,265 | 0,075 | 0,264 | 0,001 | 0,378 | 0,070 |
| Genere | 0,539 | 0,499 | 0,545 | 0,498 | 0,006 | 1,204 | -0,320 |
| Anno nascita | 1988,4 | 0,678 | 1988,4 | 0,689 | 0,000 | 0,000 | -0,230 |
| Residenza | 2,000 | 0,000 | 1,997 | 0,056 | 0,003 | 10,714 | 2,240* |
| Indirizzo | 1,278 | 0,505 | 1,273 | 0,491 | 0,005 | 1,004 | 0,280 |
| Anni ritardo | 0,164 | 0,398 | 0,163 | 0,401 | 0,001 | 0,250 | 0,120 |
| Qualifica | 0,382 | 0,485 | 0,377 | 0,485 | 0,005 | 1,031 | 0,330 |
| Laurea genitore | 0,322 | 0,551 | 0,319 | 0,435 | 0,003 | 0,991 | 0,290 |
| Nazione nascita | 1,085 | 0,566 | 1,045 | 0,407 | 0,020 | 4,111 | 2,270* |
| Materna privata | 0,374 | 0,484 | 0,322 | 0,467 | 0,052 | 10,936 | 2,780* |
| Elem. privata | 0,418 | 0,493 | 0,419 | 0,493 | 0,001 | 0,203 | -0,040 |
| Media privata | 0,432 | 0,495 | 0,428 | 0,495 | 0,004 | 0,808 | 0,250 |
| Bocciato elem. | 0,009 | 0,097 | 0,009 | 0,097 | 0,000 | 0,000 | 0,000 |
| Bocciato medie | 0,023 | 0,149 | 0,019 | 0,136 | 0,004 | 2,807 | 0,750 |
| Propensity score | 0,322 | 0,256 | 0,321 | 0,255 | 0,001 | 0,391 | 0,020 |

Il processo di appaiamento (*nearest neighbour matching*) con una soglia (caliper coincidente con il 20% della media delle deviazioni standard del logit del propensity score dei due gruppi in esame) ha selezionato 1590 studenti della scuola privata (POST_PRIVATA) ed altrettanti di quella pubblica (POST_PUBBLICA), le cui distribuzioni sono pressoché coincidenti (box-plot nella parte destra della Figura 1). La Tabella 2 riporta le stesse statistiche della Tabella 1 dopo la procedura di appaiamento.

Per quasi tutte le covariate² il test su due medie (t-statistic) non rifiuta l'ipotesi di stessa media tra i due gruppi, valendo globalmente anche per il PS; per tutte le covariate la conseguenza diretta dell'applicazione del propensity score matching è stata una drastica (dall'80% fino al 100%) diminuzione della distorsione (confrontando in termini percentuali il dopo l'appaiamento, rispetto al valore prima dell'appaiamento) dovuta al non bilanciamento nei due gruppi.

² Per la variabile materna privata il rifiuto dell'ipotesi nulla è spiegato dal fatto che questa variabile non è stata utilizzata per la stima del PS a causa dell'elevato numero di valori mancanti.

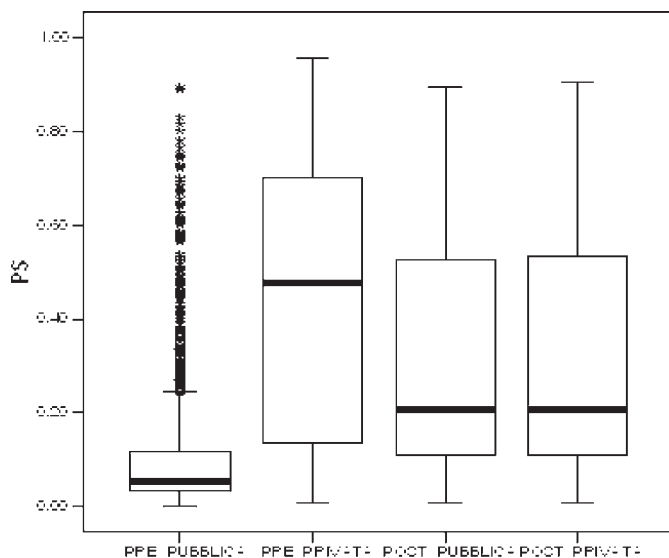


Fig. 1: Distribuzione del propensity score prima e dopo l'appaiamento.

I box-plot dei PS tra i due gruppi (box a destra di Figura 1) confermano quanto detto assumendo una forma quasi identica, mostrando distribuzioni non più concentrate (per gli studenti statali) in range circoscritti, ma distribuita lungo tutto il campo di variazione del PS stimato.

Confrontando le percentuali di bocciati dopo l'appaiamento si nota che i tassi di dropout tra le due tipologie sono pressoché coincidenti, con un tasso lievemente maggiore nella scuola privata (9,9% vs 9,6%); di fatto il PS ha selezionato studenti del gruppo di controllo (scuola pubblica) con caratteristiche “migliori” (confrontando con il tasso di dropout al 21% prima dell'appaiamento), mentre dall'altra ha escluso una percentuale, seppur minima, di studenti delle scuole private tra i più bravi (tasso di dropout al 7,4% prima dell'appaiamento), tendenza confermata anche all'interno dei Licei (nelle pubbliche dall'11,6% all'8,2%, nelle private dal 5,7% all'8,3%); sembra quindi che un confronto equo tra i due gruppi consista sostanzialmente nell'eliminazione di studenti pubblici che per caratteristiche saranno portati ad una bocciatura.

Con tale riduzione del bias è adesso lecito specificare un modello multilevel logistico (3)-(4) adatto alla valutazione non solo dell'effetto specifico della singola scuola (u_{0j}) in un tipico contesto di analisi dell'efficacia, ma anche, una volta resi confrontabili i due gruppi di Istituti, sulle propensioni alla bocciatura della

tipologia di scuola (γ_{01}) a parità dei fattori di primo e secondo livello inseriti nel modello.

Nel modello senza covariate, considerando solo la scuola come effetto casuale la correlazione intraclasse si riduce al 17% (dal 47% senza la procedura di appaiamento), mentre aggiungendo le covariate a livello di scuola (tipologia e percentuale di bocciati sul totale iscritti nel biennio) tale valore resta praticamente invariato (14%).

Tab. 3: Stima dei parametri del modello multilivello d'impatto.

| <i>Effetto</i> | <i>Contrasti</i> | <i>Stima</i> | <i>St. error</i> | <i>Valore t</i> | <i>Signif.</i> | <i>Odds Ratio</i> |
|-----------------|---------------------|--------------|------------------|-----------------|----------------|-------------------|
| Intercept | | -2,721 | 0,486 | -5,59 | <,0001 | |
| Tipologia | Privata vs Pubblica | -0,102 | 0,162 | -0,63 | 0,5319 | 0,903 |
| Indirizzo | Liceo vs Profess. | 0,523 | 0,489 | 1,07 | 0,2869 | 1,687 |
| Indirizzo | Tecnico vs Profess. | 0,873 | 0,497 | 1,76 | 0,0814 | 2,393 |
| Bocciato medie | Si vs No | 1,353 | 0,275 | 4,93 | <,0001 | 3,868 |
| Laurea genitore | Si vs No | -0,749 | 0,146 | -5,12 | <,0001 | 0,473 |

Inserendo anche le covariate individuali (in Tabella 3 si mostrano le variabili significative, in corsivo le covariate di II livello) emerge che hanno forte impatto sulla probabilità di essere bocciato una ripetenza alle medie e un effetto dovuto al titolo di studio universitario di uno dei due genitori, (influenza della condizione socio-culturale della famiglia sull'esito scolastico), l'indirizzo è ai limiti dei consueti livelli di significatività ($p = 0,054$), mentre la Tipologia (appartenenza ad una scuola privata piuttosto che pubblica) non ha alcun effetto sull'esito finale ($p = 0,532$).

In particolare chi ha subito una bocciatura alle scuole medie presenta un odds di bocciatura quasi quattro volte rispetto a chi non ha avuto ripetenze alle scuole medie, mentre l'odds di essere bocciato di uno studente con nessun genitore laureato è due volte rispetto a chi ha almeno uno dei due genitori con laurea, mentre appaiono debolmente significativi i contrasti tra indirizzi scolastici.

Lo stesso modello stimato con una specificazione logistica ad effetti fissi per le scuole ha confermato da un lato i risultati e un buon adattamento ai dati (p -value = 0,494, significatività associata al test di Hosmer-Lemeshow), escludendo dall'altra una generalizzazione dei risultati in una logica previsiva (c statistic = 0,69).

6. CONCLUSIONI

L'apporto metodologico di tale lavoro è consistito nella proposta di un modello di valutazione di soggetti erogatori di un servizio alla persona in presenza di dati gerarchici che avesse anche l'obiettivo di valutare l'efficacia di particolari gruppi di erogatori, eliminando i fattori che non rendono comparabili, per caratteristiche individuali, gli utenti all'interno dei vari Agenti.

La proposta metodologica, applicata per testare l'efficacia della scuola Privata in termini di dropout, è anche estendibile ad un modello di impatto tradizionale (valutazione dei soggetti trattati rispetto ai soggetti che non ne hanno usufruito).

L'applicazione empirica ha dimostrato che, per due studenti caratterizzati dagli stessi fattori osservati, l'appartenenza ad una scuola privata piuttosto che pubblica non ha alcun effetto sull'esito finale. L'estensione di tali conclusioni ad altri contesti territoriali va comunque presa con grande cautela per il fatto che i flussi di dati amministrativi non sono in grado di cogliere fattori con potenziale effetto sia sull'esito che sui livelli di apprendimento (test cognitivi, preparazione di partenza, livello d'impegno di motivazione, clima scolastico ed approfondite informazioni sulle famiglie d'origine).

Tuttavia si evidenzia che, relativamente alla presenza di fattori istituzionali evidenziati come rilevanti per favorire lo sviluppo dei livelli di apprendimento (presenza di esami centralizzati; autonomia delle scuole sul budget e sul personale, autonomia degli insegnanti sui programmi, sul carico di lavoro e sulle decisioni organizzative; presenza del settore privato, pressione dei Sindacati) evidenziati dagli studi empirici affrontati in una logica longitudinale (Woessmann, 2001; Bishop e Woessmann, 2002) l'Italia si trova ancora alquanto indietro.

BIBLIOGRAFIA

- M. AITKIN, N. LONGFORD, (1986), "Statistical modeling issues in school effectiveness studies", *Journal of the Royal Statistical Society, Series A*, 149, pp. 1-43.
- G. BERTOLA, D. CHECCHID, (2001), "Sorting and Private Education in Italy", *Lavoro e Relazioni industriali*, 2.
- J.-H. BISHOP, L. WOESSMANN, (2002), "Institutional Effects in a Simple Model of Educational Production", *IZA DP*, 484, Bonn.
- A.-S. BRYK, V.-E. LEE, P.-B. HOLLAND, (1993), *Catholic schools and the common good*, Harvard University Press, Cambridge MA.
- A.-S. BRYK, Y.-M. THUM, (1989), "The effects of high school organization on dropping out: An exploratory investigation", *American Educational Research Journal*, 26, pp. 353-383.
- J.-S. CATTERALL, (1987), "On the social costs of dropping out of school", *The High School Journal*, 71, pp. 19-30.

- J.E. CHUBB, T.-M. MOE, (1990), *Politics, Markets, and America's Schools*, Brookings Institution, Washington, D.C.
- J.-S. COLEMAN, E. CAMPBELL, C. HUBSON, J. MCPARTLAND, A. MOOD, F. WEINFELD, R. YORK, (1966), *Equality of Educational Opportunity*, Washington D.C.: U.S. Government Printing Office.
- J.-S. COLEMAN, (1988), Social capital in the creation of human capital, *American Journal of Sociology*, 94, pp. 95-120.
- J.-S. COLEMAN, T. HOFFER, (1987), *Public and private high schools: The impact of communities*. New York: Basic Books.
- COMUNE DI MILANO, (2006), *Sistema informativo statistico dell'istruzione*, Milano.
- B.-J. COPAS, H.-G. LI, (1997), Inference for non-random samples (with discussion), *Journal of the Royal Statistical Society series B*, 59, pp. 55–95.
- D.-R. COX, P. MCCULLAGH. (1982), *Some Aspects of Analysis of Covariance*, "Biometrics", 38, pp. 541-561.
- B.-P.M. CREEMERS, (1994), *THE EFFECTIVE CLASSROOM*, CASSELL, LONDON.
- R. D'AGOSTINO, (1998), Propensity score methods for bias reduction in the comparison of a treatment to a non-randomized control group, *Statistics in Medicine*, 17, pp.2265-2281
- L. DEARDEN, F. EMMERSON, C. MEGHIR, (2005), "Education Subsidies and School Drop-out Rates", *The Institute for Fiscal Studies*, 5/11, pp. 1-40.
- W.-N. EVANS, R.-M SCHWAB, (1995), "Finishing high school and starting college: Do Catholic schools make a difference?" *The Quarterly Journal of Economics*, 110, pp. 941-974.
- D. FIRTH, C. PAYNE, J. PAYNE, (1999), Efficacy of programmes for the unemployed: discrete time modelling of duration data from a matched comparison study, *Journal of the Royal Statistical Society series A*, 162, pp. 111–120.
- C.-T. FITZ-GIBBON, (1997), *The Value-added National Project: Final Report. Feasibility studies for a national system of value-added indicators*, SCAA, London.
- A. GAMORAN, (1992), Social Factors in Education, in M.-C. ALKIN (ed.), *Encyclopedia of Educational Research*, Macmillan, New York, pp. 1222-1229.
- H. GOLDSTEIN, (1987), *Multilevel Models in Educational and Social Research*, Charles Griffin & Co Ltd, London.
- E.-A.HANUSHEK, (1997), "Effects of School Resources on Economic Performance", *Education Evaluation and Policy Analysis*, 19, pp.141-164.
- J. HECKMAN, V.-J. HOTZ, (1989), "Choosing among alternative nonexperimental methods for estimating the impact of social programs: the case of manpower training (with discussion)", *Journal of the American Statistical Association*, 84, pp. 862–874.
- J. HECKMAN, R. ROB, (1986), *Alternative methods for solving the problem of selection bias in evaluating the impact of treatments on outcomes* (with discussion), in H. WAINER (eds.) *Drawing Inferences from Self-Selected Samples*, pp. 57-113, Springer, New York.
- N. RICE, A. LEYLAND, (1996), "Multilevel models: applications to health data", *Journal of health services research and policy*, 1, pp. 154-164.
- T.B. HOFFER, (1997), "High School Graduate Requirements: Effects on Dropping Out and Student Achievement", *Teachers College Record* 98(4), pp. 584-607.
- G.-W. IMBENS, (2000), "The role of the propensity score in estimating doseresponse functions", *Biometrika*, 87, pp. 706–710.

- INVALSI, (2006), *Rapporto nazionale OCSE-PISA 2003. Il livello dei quindicenni italiani in matematica, lettura, scienze e problem solving*, Armando Editore, Roma.
- ISFOL, (2002), *Rapporto ISFOL, L'evoluzione del sistema di formazione ed istruzione*, Franco Angeli, Milano.
- V.-E. LEE, D.-T. BURKAM, (1992), *Transferring high schools: An alternative to dropping out?* "American Journal of Education", 100, pp. 420-453.
- S. MAYER, (1991), *How much does a high school's racial and socioeconomic mix affect graduation and teenage fertility rates?* in C. JENCKS, P. PETERSON (eds.), *The Urban Underclass*, Brookings Institution, Washington D.C., pp. 321-341.
- R.-B. MCNEAL, (1997), *High school dropouts: A closer examination of school effects*, "Social Science Quarterly", 78, pp. 209-222.
- MINISTERO DELL'ECONOMIA, (1999), *Disposizioni urgenti per l'elevamento dell'obbligo di istruzione*, Decreto Ministeriale n. 323.
- MINISTERO DELLA PUBBLICA ISTRUZIONE, (1994), *Linee guida per la prevenzione e il recupero della dispersione scolastica*, C.M. 257.
- MINISTRO DELL'ECONOMIA, (1988), *Disposizioni per la formazione del bilancio annuale e pluriennale dello stato*, Testo di legge finanziaria 1 Marzo 1988 n. 67, art. 26, Gazzetta ufficiale.
- D. NEAL, (1997), *The effects of Catholic secondary schooling on educational achievement*, "Journal of Labor Economics", 15, pp. 98-123.
- OECD, (2005), *Education at a Glance: OECD Indicators - 2005 Edition*, OECD Press, France.
- P.-R. ROSEMBAUM, D.-B. RUBIN, D.B., (1983), *The central role of the propensity score in observational studies for causal effects*, "Biometrika", 70, pp. 41-55.
- P.-R. ROSEMBAUM, D.-B. RUBIN, (1985), *Constructing a control group using multivariate matched sampling methods that incorporate the propensity score*, "American Statistician", 39, pp. 33-38.
- D.-B. RUBIN, M. THOMAS, (1996), *Matching using estimated propensity score: Relating theory to practise*, "Biometrics", 52, pp. 249-264.
- D.-B. RUBIN, (1976), *Matching methods that are equal percent bias reducing: some examples*, "Biometrics", 32, pp. 109-120.
- D.-B. RUBIN, (1980), *Bias reduction using Mahalanobis metric matching*, "Biometrics", 36, pp. 293-298.
- R.W. RUMBERGER, S.-L. THOMAS, (2000), *The distribution of dropout and turnover rates among urban and suburban high schools*, "Sociology of Education", 73, pp. 39-67.
- R.W. RUMBERGER, (1995), *Dropping out of middle school: A multilevel analysis of students and schools*, "American Educational Research Journal", 32, pp. 583-625.
- J. SCHEERENS, (1990), *School effectiveness and the development of process indicators of school functioning*, "School Effectiveness and School Improvement", 1, pp. 61-80.
- J. SCHEERENS, (1992), *Effective Schooling: Research, Theory and Practice*, Cassell, London.
- J. SHAPIRO, M. TREVINO, J. OMAR, (2004), *Compensatory Education for Disadvantaged Mexican Students: An Impact Evaluation Using Propensity Score Matching* "World Bank Policy Research", WP 3334.
- T. SNIJDERS, R. BOSKER, (1999), *Multilevel Analysis*, Sage, Thousand Oaks, CA.

- S.-C. STRINGFIELD, R.-E. SLAVIN, (1992), *A hierarchical longitudinal model for elementary school effects*, in B.-P.M. CREEMERS, G. REEZIGT (eds.), *Evaluation of Educational Effectiveness*, ICO, Groningen, NL.
- UNESCO, (1972), *Etude statistique sur les deperdition scolaires*, Unesco Press, Parigi/Ginevra.
- F. VELLA, M. VERBEEK, (1999), "Estimating and interpreting models with endogenous treatment effects", *Journal of Business and Economic Statistics*, 17, pp. 473–478.
- L. WOESSMANN, (2001), Why Students in Some Countries Do Better: International evidence on the importance of education policy, *Education Matters*, www.edmatters.org.

HIGH SCHOOL DROPOUTS: THE IMPACT OF SECTOR TYPE

Summary

In the present paper is proposed an impact evaluation of the institutional type of school (public and private) on the probability of dropout for students attending the first biennium of the Media Superiore for students attending a school in the Comune di Milano, that has recently created a complete administrative archive relative to the entire education history of the students population in the metropolitan area.

To carry out the explicated aim we must remove the heavy differences between groups exist or which had treatments to distortion from car-selection, typical of observational studies, that is utilizing methodological tools able to reduce such source of confounding making homogenous the groups. After having balanced the confounding observable factors among two groups, through propensity score matching, a proper impact model has been proposed in order to investigate the impact of individual factors on the probability of scholastic drop out and the role carried out by the institutional type.