

Qualità delle formazione scolastica, scelte formative ed esiti nel mercato del lavoro

questa versione: giugno 2002
nome file: brunello-cecchi(finaleBdI).doc

Giorgio Brunello (Università degli Studi di Padova, CESifo e IZA)
Daniele Checchi (Università degli Studi di Milano)
Simona Comi (Università degli Studi di Milano e Essex University)

“..il principio di elevare il livello di educazione e di istruzione personale di ciascun cittadino...è diventato..un’urgenza nazionale...” (Ministero dell’Istruzione, Università e Ricerca [2001], p.14)

* Lavoro commissionato dal Servizio Studi della Banca d’Italia. Ringraziamo Fabrizio Balassone, due referees anonimi ed i partecipanti a seminari a Bologna, Modena e Banca d’Italia (Servizio Studi) per i commenti e suggerimenti. Le responsabilità di quanto scritto rimangono comunque degli autori.

1. Introduzione

È un fatto noto non solo agli specialisti del settore come il numero di studenti per docente nelle scuole elementari e secondarie in Italia sia notevolmente inferiore a quello dei nostri principali partners europei e degli Stati Uniti. Secondo i dati dell'OCSE [2001], nel 1999 il numero medio di studenti per docente era pari a 11.3 nella scuola primaria e a 10.3 nella scuola secondaria, inferiore e superiore. Nello stesso anno in Francia tali numeri erano pari a 19.6 e 12.8; in Germania il numero di studenti per docente era pari a 21.0 nella scuola primaria e a 15.2 nella scuola secondaria. L'Inghilterra aveva numeri simili, e gli Stati Uniti, dove il dibattito economico sulla qualità scolastica imperversa da decenni con echi molto attutiti che giungono nel nostro paese, aveva 16.3 studenti per docente nelle elementari e 15.6 studenti per docente nelle medie.

L'evoluzione nel tempo del rapporto tra studenti e docenti (d'ora in poi G_1) nel nostro paese ha evidenziato un chiaro trend discendente, particolarmente accentuato nel caso della scuola elementare (vedi figura 1); si noti in particolare l'andamento per la scuola secondaria, dove il rapporto sale inizialmente negli anni di inizio della secondaria "di massa" (in seguito alla riforma della media unica nel 1962) per poi riprendere di lì a poco un andamento decrescente in linea con gli altri ordini di scuola. Se pensiamo che G_1 abbia un effetto tangibile sulla qualità dell'istruzione, questa dinamica suggerisce come, a parità di altre condizioni, diverse generazioni di italiani possano aver ricevuto una formazione scolastica di qualità differente. Una differenziazione analoga emerge anche all'interno della stessa coorte qualora si consideri la variabilità territoriale. Se confrontiamo tre coorti di individui, nati tra il 1941 e il 1945, tra il 1951 e 1955 e tra il 1966 e 1970 in 10 macro-regioni italiane, che possono aver completato il loro percorso formativo (dalla scuola elementare alla scuola superiore) rispettivamente tra il 1947 e il 1964, tra il 1957 e 1974 e tra il 1972 e 1989, possiamo illustrare la dinamica temporale di G_1 per regione e coorte di nascita nelle Figure 2 e 3.

Notiamo due cose: primo, G_1 varia non soltanto tra le coorti, ma anche tra le regioni di nascita. In particolare, tale rapporto per le scuole elementari è notevolmente più elevato in Lombardia e nelle regioni del Sud. Anche per quanto riguarda le scuole superiori, sono in genere le regioni del Centro ad avere in media un minor numero di studenti per docente. Secondo, per tutte le regioni considerate, si nota una notevole riduzione di G_1 per le coorti più giovani. Nel complesso, il trend di diminuzione del numero di studenti per docente non è un fatto recente, e coinvolge in un modo o nell'altro tutte le macro - regioni italiane.

Figura 1 – Dinamica del rapporto studenti/docenti per ordini di scuola – Italia 1945-95

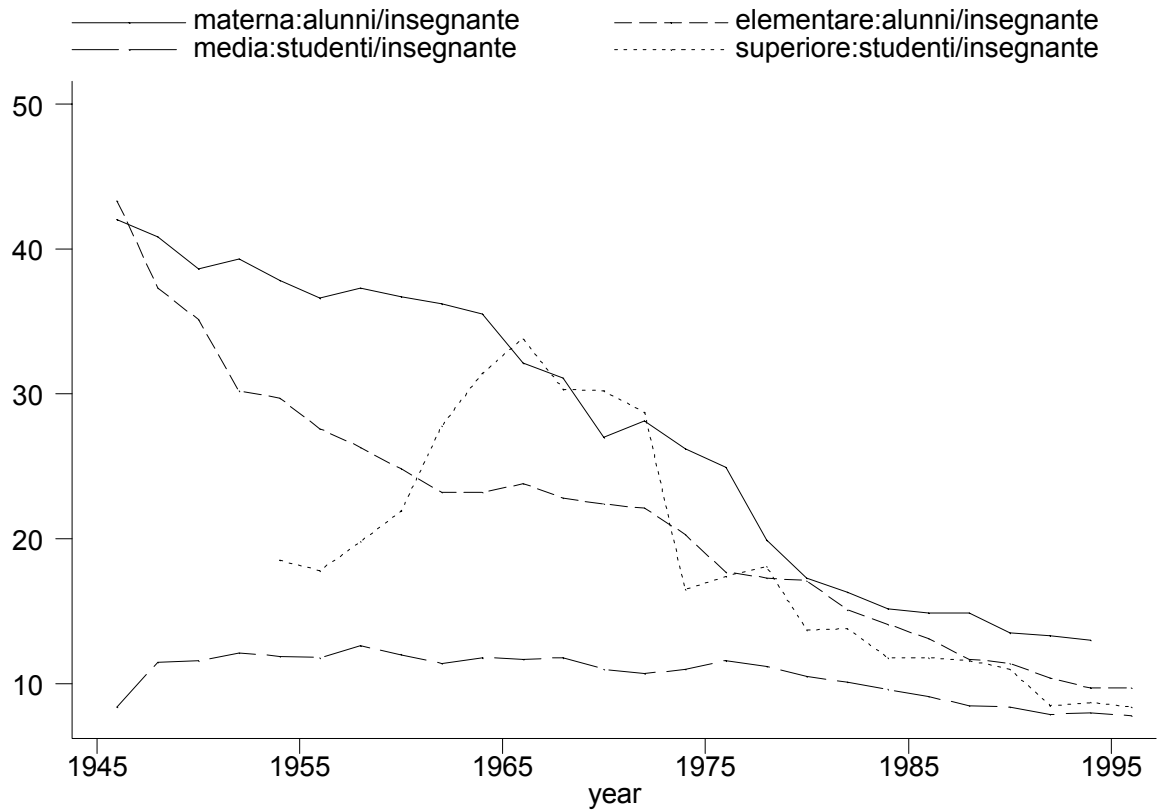


Figura 2 – Distribuzione del rapporto studenti/docenti per coorte e macroregione – scuola elementare – Italia

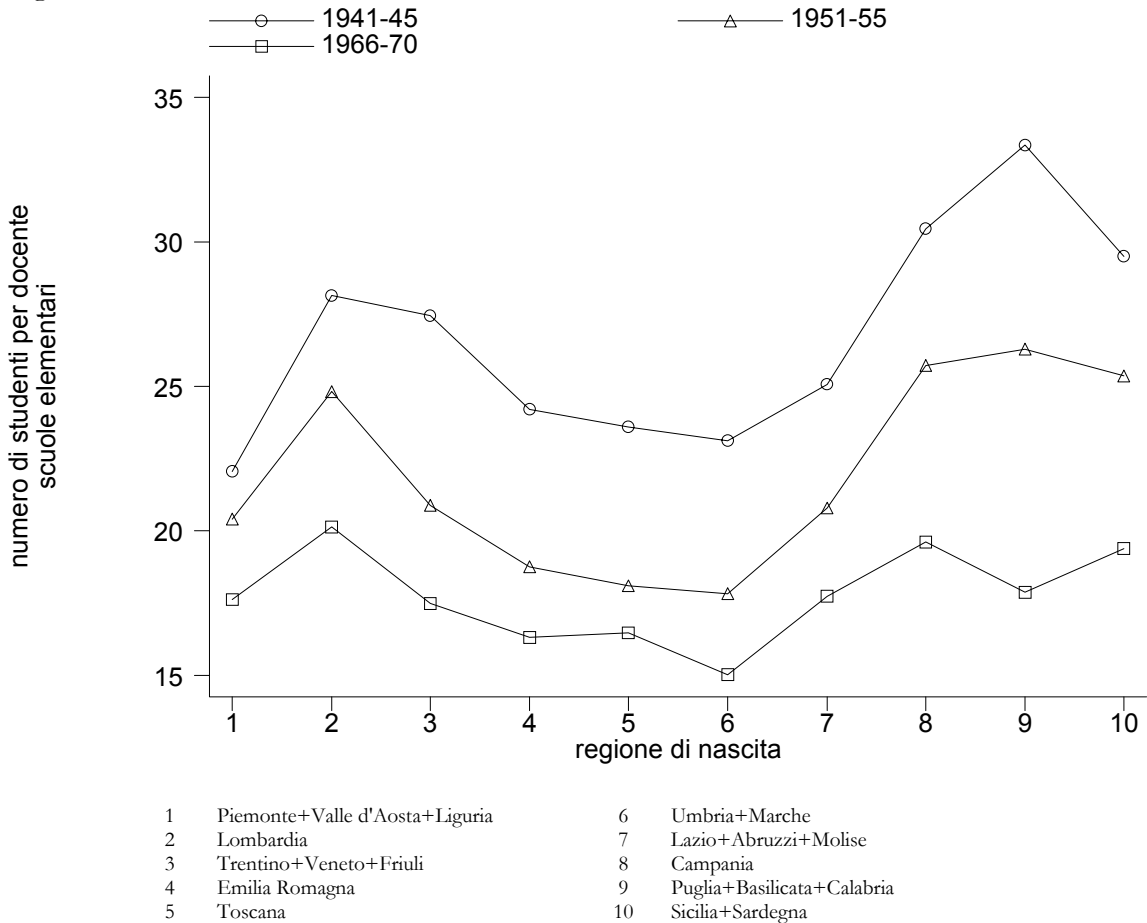
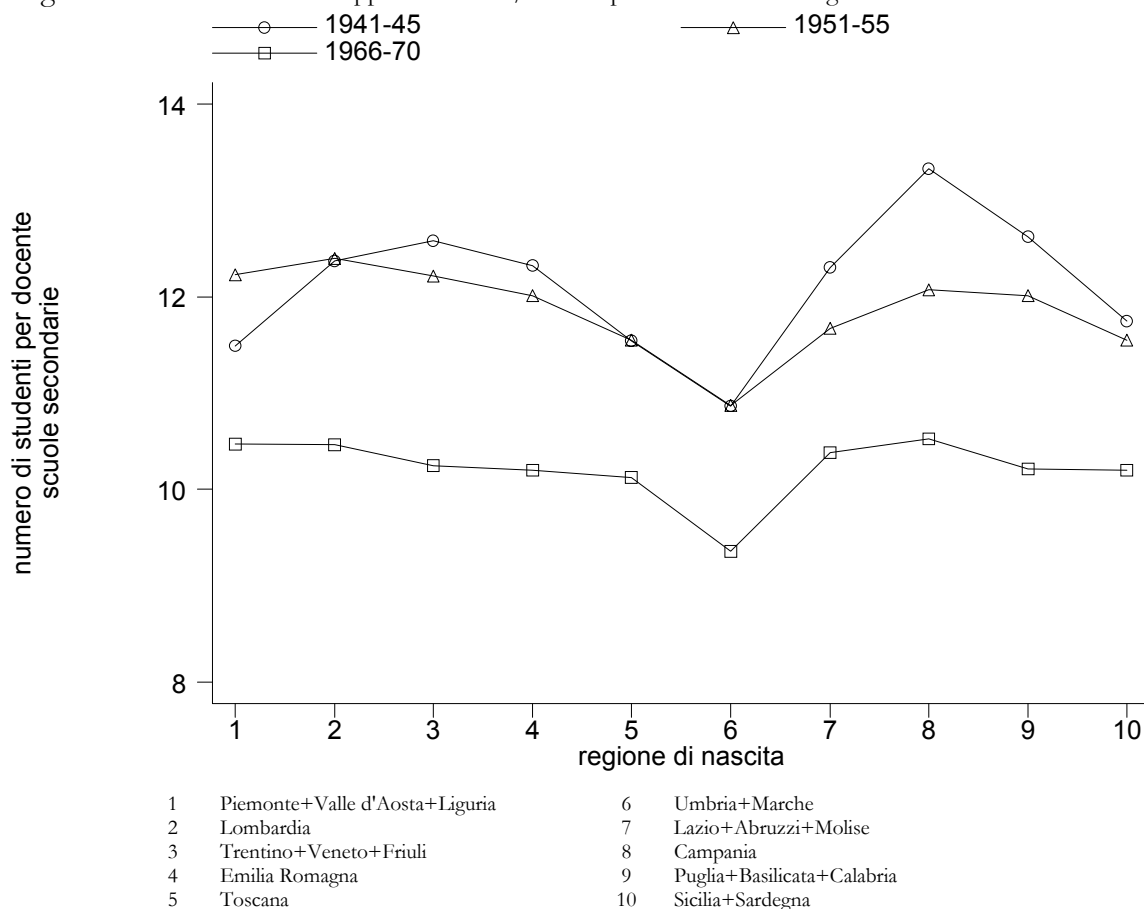


Figura 3 – Distribuzione del rapporto studenti/docenti per coorte e macroregione – scuola secondaria - Italia



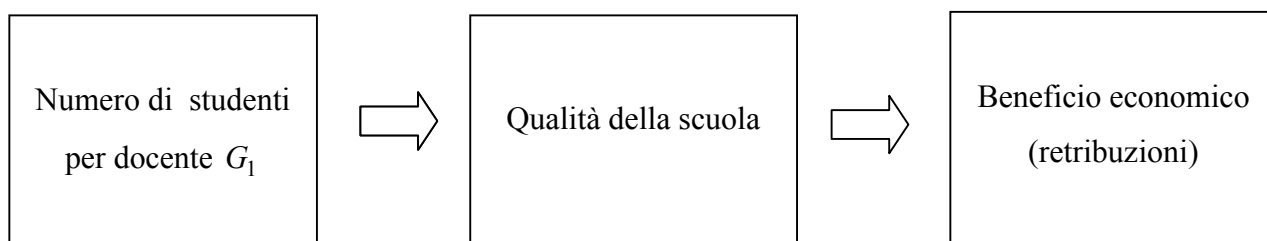
È fuori dubbio che un maggiore numero di docenti per studente possa avere dei riflessi pedagogici rilevanti, e che anche le implicazioni sociali siano importanti. Ma quali sono i risvolti economici di tale fenomeno? La scuola italiana è prevalentemente pubblica e sostanzialmente gratuita (non ci sono cioè tasse di iscrizione rilevanti). A parità di altre condizioni, una riduzione considerevole del rapporto tra studenti e docenti, come quello che osserviamo nel nostro paese, implica che la collettività debba sostenere costi crescenti per ogni studente che attraversa il percorso formativo. Sul fatto che spetti in buona parte alla collettività sostenere il costo dell'istruzione primaria e secondaria, crediamo ci sia un notevole consenso fra gli economisti, viste le esternalità positive ed i fallimenti del mercato dell'istruzione (cfr. Poterba [1994]).

Meno chiaro è quale sia il rapporto ottimale tra studenti e docenti dal punto di vista economico. Se ad esempio l'obiettivo del decisore pubblico è l'efficienza allocativa, questa si ottiene minimizzando i costi del servizio per una data qualità e quantità del servizio erogato, e tale rapporto può essere definito di conseguenza se esiste una funzione di produzione che collega la qualità e quantità del servizio erogato al numero di studenti per docente. Se invece l'obiettivo è il benessere sociale, che può includere anche il benessere degli insegnanti ed il sostegno del livello dell'occupazione, soprattutto nelle aree più depresse del paese, il rapporto ottimale tra studenti e docenti può essere influenzato da altri fattori oltre

all'efficienza, quali per esempio il tasso di disoccupazione dell'area, il livello di povertà, fino ad arrivare alla capacità di pressione politica delle diverse organizzazioni sociali.

In ogni caso, la definizione del rapporto ottimo tra studenti e docenti richiede che la qualità dell'istruzione sia in qualche modo quantificabile. Come misuriamo in termini economici la qualità del servizio scolastico? Nella letteratura internazionale si seguono due filoni. Un primo filone, di matrice anglosassone, misura la qualità in termini di risultati individuali nei tests scolastici in uscita. Migliori risultati nei tests possono essere associati sia a benefici non monetari privati (maggiore soddisfazione e cultura personali) e pubblici (una cittadinanza di miglior qualità) sia a benefici monetari privati (una maggiore retribuzione nel mercato del lavoro). Un secondo filone invece misura la qualità scolastica con gli esiti sul mercato del lavoro, ed in particolar modo con le retribuzioni degli individui adulti. Poiché si presume che ci sia nel lungo periodo una forte correlazione tra retribuzioni e produttività del lavoro, l'idea di fondo di questo approccio è che maggiore qualità della formazione si estrinsechi nel mercato come maggiore produttività.

Seguendo quest'ultimo filone, una migliore qualità della formazione scolastica si concretizza in un maggior reddito per chi ha usufruito di tale qualità. Se la qualità della formazione aumenta al diminuire del numero di studenti per docente, è possibile misurare i benefici economici di variazioni di G_1 correlando tali variazioni alle variazioni osservate nelle retribuzioni degli individui interessati. La connessione logica può essere illustrata dallo schema qui sotto



Si noti come la catena causale che conduce da G_1 alle retribuzioni si possa interrompere per diverse ragioni. Innanzitutto, non è detto che un aumento delle risorse scolastiche, in termini di maggiori docenti per studente, migliori la qualità scolastica; in secondo luogo, non è detto che una migliore qualità del servizio scolastico trovi riconoscimento nel mercato del lavoro. Nel primo caso, maggiori risorse in un ambiente burocratico possono semplicemente tradursi in maggiori rendite (cfr. Minter – Hoxby [1996]); secondo, le competenze fornite a livello scolastico possono non essere necessariamente quelle richieste dal mercato del lavoro (cfr. Brunello e Giannini [1999]).

Lo scopo del presente lavoro è di verificare empiricamente se esista nel nostro paese una relazione significativa tra “fattori di produzione” della qualità del sistema scolastico e rendimenti

dell'istruzione nel mercato del lavoro. Parliamo di fattori piuttosto che di fattore perché analizzeremo, assieme al rapporto tra numero di studenti e numero di docenti, il numero di studenti per scuola, il numero di studenti per classe nelle scuole pubbliche e private, la percentuale di scuole private, la percentuale di docenti precari ed il grado di selettività della scuola (misurato attraverso i tassi di ripetenza). Si tratta di una batteria di indicatori che cerca di controllare per i diversi aspetti organizzativi del sistema scolastico, che possono incidere sulla qualità del processo formativo.

Tale verifica empirica risulta indispensabile al fine di accertare, quantomeno in prima approssimazione, quali siano gli effetti economici del rilevante declino del rapporto studenti / docenti osservato nel nostro paese, e più in generale quali siano gli effetti di variazioni delle risorse pubbliche nella fornitura di istruzione. Onde evitare pericolosi equivoci, si sottolinea come tale analisi sia solo uno dei possibili strumenti di valutazione nelle mani del decisore pubblico. In presenza di risorse pubbliche scarse e di vincoli crescenti all'espansione della spesa pubblica, tuttavia, riteniamo che una valutazione economica che insista sull'uso efficiente delle risorse disponibili abbia una certa rilevanza.

Va sottolineato come l'organizzazione centralizzata del sistema scolastico italiano non permetta molti gradi di libertà nello studiare il presente problema. Nonostante le numerose sperimentazioni ed il progressivo passaggio all'autonomia didattica e organizzativa, infatti, l'ordinamento scolastico italiano è sempre stato strutturato attorno ad un principio generale fortemente centralistico, ed è articolato su due livelli:

* sul piano legislativo (e quindi sottoposto a valutazione e votazione in parlamento) vengono fissate le finalità e le modalità organizzative della didattica, che includono orari, denominazione delle materie, requisiti per l'insegnamento di ogni specifica materia, modalità di reclutamento degli insegnanti, sistemi di valutazione, valore legale del titolo di studio, curricula scolastici e persino norme relative ai libri di testo per la scuola dell'obbligo.

* sul piano delle circolari di attuazione di fonte ministeriale (e quindi sottoposto al controllo del Ministro, in ciò delegato comunque dalle leggi vigenti) si fissano i contenuti della didattica e ogni altro problema relativo alla gestione concreta del funzionamento delle istituzioni.¹

Il sistema educativo è organizzato coerentemente con questa impostazione. Poiché lo standard educativo viene definito centralmente, altrettanto centralmente vengono fissate le modalità di attuazione dello standard (in merito alla formazione dell'insegnante, alla composizione per classe, al coordinamento didattico tra diversi insegnamenti, alle modalità valutative). Questo non implica necessariamente che la qualità dell'insegnamento impartito (e ancor di più dell'apprendimento) sia omogenea, anche perché non esistono ancora nel nostro paese sistemi di valutazione oggettivi dell'output scolastico a valle (analoghi ai SAT score statunitensi). Ciò vale a maggior ragione per la scuola dell'obbligo rispetto alle superiori, dove comunque l'esame finale di maturità è in parte svolto

¹ Basti pensare che fino a qualche anno fa (1997) venissero prodotte circa 600 circolari all'anno.

sullo stesso testo nello stesso giorno per tutte le scuole dello stesso tipo, con commissioni non composte esclusivamente dal corpo docente locale.

Al di là delle origini storiche, una delle giustificazioni principali di questo schema organizzativo è la capacità di fornire una qualità di istruzione il più possibile omogenea su tutto il territorio nazionale. Prendiamo a titolo di esempio la fissazione centralizzata dei numeri minimi e massimi per la formazione delle classi nella scuola dell'obbligo. Questa norma in linea di principio dovrebbe assicurare un rapporto studenti/docenti analogo su tutto il territorio nazionale, anche se, come la nostra analisi successiva metterà in luce, permangono significative differenze interregionali al riguardo.

Una delle conseguenze più rilevanti del centralismo e dell'omogeneità delle regole è di rendere difficile un'analisi di efficienza a livello locale, in quanto la singola scuola non è in grado di determinare l'ammontare preferito di risorse didattiche. Come viene sostenuto da più parti, il passaggio all'autonomia economica, successivo a quello all'autonomia didattica, dovrebbe in prospettiva attribuire la responsabilità gestionale ai dirigenti locali, che potrebbero quindi divenire suscettibili di valutazione in termini di efficienza ed efficacia nell'uso delle risorse. Allo stato attuale, tuttavia, questa riforma è ancora incompleta, e non si è ritenuto che fossero date le condizioni per una sua valutazione in itinere.

Il presente lavoro è organizzato come segue. Dopo aver passato in rassegna nel prossimo paragrafo la letteratura esistente sugli effetti economici della qualità del processo formativo, presentiamo nel terzo paragrafo i dati utilizzati per la verifica empirica. In estrema sintesi, i dati sui redditi individuali provengono dall'indagine della Banca d'Italia sui bilanci delle famiglie italiane, ed i dati sulle caratteristiche del sistema scolastico dagli annuari del Ministero della Pubblica Istruzione. Costruiamo quindi una batteria di indicatori qualitativi e presentiamo la loro dinamica temporale e la loro variabilità territoriale.

Nel quarto paragrafo utilizziamo l'ipotesi identificatrice che gli individui abbiano frequentato le scuole nella regione in cui sono nati per verificare se questi indicatori abbiano avuto degli effetti significativi sulla capacità di guadagno individuale legata all'istruzione (i cosiddetti *rendimenti dell'istruzione*). Troviamo che l'unico indicatore disponibile che eserciti sistematicamente un effetto negativo, seppur di entità ridotta, sui rendimenti dell'istruzione sia il rapporto studenti/docenti G_1 . Tutti gli altri indicatori non hanno effetti significativi una volta che si controlli per gli effetti di coorte e/o di mercato del lavoro locale. Risultati analoghi si ottengono qualora si consideri la probabilità di ingresso nell'occupazione. Più rilevanti risultano essere invece gli effetti delle caratteristiche del sistema scolastico sull'acquisizione di istruzione. Nel quinto paragrafo discutiamo le principali implicazioni dei nostri risultati e cerchiamo di valutare in prima approssimazione le conseguenze economiche del consistente declino del rapporto tra studenti e docenti che ha caratterizzato la scuola italiana nell'ultimo scorcio del precedente millennio. Seguono le conclusioni.

2. Rassegna della letteratura

La letteratura economica sugli effetti della qualità delle istituzioni scolastiche è ampia ed in continua espansione, soprattutto negli Stati Uniti, dove, a partire dal Rapporto Coleman nella seconda metà degli anni sessanta, la comunità scientifica si è spesso interrogata sull'efficienza del sistema scolastico americano. Mentre la letteratura rilevante è prevalentemente nord-americana, questa situazione di monopolio sta lentamente cambiando, con l'apparire di contributi applicati all'Europa. In questo contesto si ricordano ad esempio i lavori di Dolton e Vignoles [1998], Wright [1999], Dearden, Ferri e Meghir [2000], Harmon e Walker [2000] e Dustmann, Rajah e van Soest [2002], che utilizzano dati inglesi. Al momento in cui questa ricerca viene compiuta, tuttavia, non ci risulta che esistano contributi italiani. In parte ciò è associato ad una sostanziale assenza nella società italiana di una cultura della valutazione dell'efficienza e dell'efficacia della fornitura dei servizi pubblici, ivi comprese le istituzioni scolastiche a tutti i livelli.

In una prima rassegna della letteratura sull'argomento, Eric Hanushek [1986] riassumeva l'evidenza empirica con un risultato sorprendente: se utilizziamo i risultati nei tests scolastici in uscita come misura del prodotto del sistema scolastico, non esiste evidenza che una maggiore qualità, misurata con alcuni indicatori tipici, come la spesa per studente, la retribuzione degli insegnanti ed il numero di studenti per docente, abbia un effetto significativo sul prodotto². In una rassegna più recente, Hanushek [2002] conferma come la grande maggioranza degli studi empirici non trovi una relazione significativa tra risorse impiegate ed output scolastico. Estrapolando da questo risultato, l'aumento delle risorse destinate alla scuola al fine di migliorare uno o tutti gli indicatori utilizzati avrebbe un impatto trascurabile sul prodotto del sistema educativo.

L'evidenza empirica presentata da Hanushek a giustificazione di una conclusione per certi versi sorprendente si basa prevalentemente sugli Stati Uniti. Tuttavia, l'assenza di una relazione sistematica tra risorse scolastiche e risultati nei tests è stata trovata anche tra i paesi in via di sviluppo, nella maggior parte dei paesi dell'area OCSE (cfr. Gundlach e altri [2001] e dell'Asia orientale (Wossman [2000] – risultati per molti versi opposti sono invece ottenuti in Barro e Lee [1997]) .

La presunta assenza di una relazione significativa tra risorse e risultati scolastici ha generato una ricca letteratura, ed alcuni risultati recenti non sembrano del tutto confermare il pessimismo di Hanushek. Krueger [1999] e Angrist e Levy [1999] mostrano ad esempio come la performance degli studenti, misurata dai tests scolastici, sia significativamente migliore quando le classi sono di minor dimensione. Questi risultati non sono però confermati da Minter-Hoxby [1998], che non trova una relazione significativa tra dimensione delle classi e tests scolastici nelle scuole del Connecticut.

² Secondo Hanushek la scarsa rilevanza degli input convenzionali è dovuta all'imprecisa misurazione degli inputs a livello della classe scolastica.

Una spiegazione interessante della mancata relazione tra risorse assegnate alla scuola e performance scolastica è stata fornita da Caroline Minter Hoxby in un lavoro del 1996. Secondo l'autrice (Minter Hoxby [1996]), la presenza di un sindacato forte ed organizzato nelle scuole statunitensi ha avuto come conseguenza che il maggior flusso di risorse destinate alla scuola venisse intercettato sotto forma di rendite, monetarie e non, dal personale insegnante, senza incidere peraltro sul prodotto scolastico. Il sindacato può infatti chiedere un aumento del personale od opporsi a riduzioni di personale in presenza di un calo degli studenti iscritti, e tradurre queste maggiori risorse a disposizione della scuola in un maggior livello di utilità per gli insegnanti, che possono erogare un volume ed una qualità di impegno minore³.

Un'altra spiegazione alquanto ingegnosa è stata sviluppata recentemente da Edward Lazear [1999]. Se il numero di studenti per classe non ha alcun impatto sulla qualità dell'istruzione, osserva Lazear, perché non si fanno classi di 100 persone? In realtà, la dimensione ottimale della classe varia a seconda del comportamento degli studenti, ed è plausibile che diminuisca con l'età scolare. Supponiamo che la relazione stimata tra qualità scolastica P , misurata dai risultati nei tests, e dimensione della classe CS sia data da

$$P = \alpha + \beta CS + \varepsilon \quad [1]$$

e che ci si aspetti ragionevolmente che $\beta < 0$. Sia B un indicatore del comportamento degli studenti in classe, che aumenta con grado di attenzione e la disciplina. Se non teniamo conto di B , la stima basata sul metodo dei minimi quadrati ordinari dà come risultato

$$\hat{\beta} = \beta + \frac{Cov(CS, B)}{Var(CS)} \quad [2]$$

Se la dimensione della classe è positivamente correlata con B (le classi all'università sono tipicamente più ampie delle classi alle elementari), allora l'omissione di B dalla regressione [1] può generare una stima non significativamente diversa da zero anche se $\beta < 0$.

Una terza spiegazione è invece legata al fatto che la maggioranza delle analisi empiriche adotta delle ipotesi alquanto restrittive (omoteticità e additività) nel caratterizzare le funzioni di produzione scolastica. Figlio [1997] utilizza forme più flessibili e trova effetti significativi, seppur di entità limitata, delle risorse sull'output scolastico.

³ Nella letteratura americana si enfatizza spesso il ruolo della qualità verso la quantità degli insegnanti. La scarsa disponibilità di misure della qualità degli insegnanti a parità di quantità è un limite oggettivo delle analisi empiriche sull'impatto della qualità scolastica.

Alcuni economisti hanno contestato l'evidenza che non ci sia correlazione tra risorse scolastiche e prodotto scolastico sostenendo che l'output del sistema scolastico non possa essere misurato semplicemente con i risultati di tests scolastici, in quanto ciò che conta è il rendimento della istruzione ricevuta da giovane nel mercato del lavoro degli adulti. Card e Krueger [1992] hanno iniziato questo filone di ricerca alternativo utilizzando le retribuzioni degli individui adulti come misura oggettiva del rendimento economico e correlando tali retribuzioni con la qualità del sistema scolastico frequentato. In una recente rassegna della letteratura empirica che utilizza questo approccio, Card e Krueger [1996] propongono tre modelli diversi. Per brevità, riportiamo in quanto segue questi modelli, i quali faranno da riferimento all'analisi empirica dei prossimi paragrafi applicata all'Italia.

Il primo modello utilizza una equazione di Mincer standard, che associa il logaritmo delle retribuzioni ad alcune caratteristiche individuali, come l'età, l'esperienza lavorativa ed il livello di istruzione conseguito, ed introduce tra le variabili esplicative degli indicatori della qualità della scuola. Più in dettaglio, sia Y_{icr} il logaritmo della retribuzione (oraria o annuale) dell'individuo i -esimo appartenente alla coorte c -esima che ha svolto la sua carriera scolastica pre-lavorativa nella regione di nascita r -esima; X_{icr} un vettore di caratteristiche individuali, che includono ad esempio l'esperienza lavorativa, l'età, lo stato coniugale, la regione di residenza, il background familiare; E_{icr} il livello di istruzione (misurato in anni); Q_{cr} un vettore che include misure della qualità della scuola per la coorte e nell'area (e nel periodo) in cui si è svolta l'attività scolare, identificata con la regione di nascita; W_{cr} un vettore che include altre variabili che variano per coorte e regione di nascita, come il background familiare; α_i un effetto fisso individuale e ε_{icr} il termine di errore. La relazione stimata è la seguente

$$Y_{icr} = \alpha_i + \beta X_{icr} + \rho E_{icr} + \sigma Q_{cr} + \psi W_{cr} + \theta E_{icr} Q_{cr} + \varepsilon_{icr} \quad [3]$$

La qualità della scuola Q_{cr} influenza le retribuzioni in questo modello empirico sia direttamente sia indirettamente, tramite la sua influenza sul rendimento dell'istruzione. Il rendimento marginale di un miglioramento nella qualità dell'istruzione ricevuta, infatti, è dato da

$$\frac{\partial Y_{icr}}{\partial Q_{cr}} = \sigma + \theta E_{icr} \quad [3b]$$

Un aumento della qualità scolastica ha quindi un duplice effetto: varia il livello delle retribuzioni in modo generalizzato (effetto dato dal coefficiente σ) e nel contempo modifica il rendimento dell'istruzione (effetto dato dal coefficiente θ), producendo così un effetto differenziale a seconda del

percorso scolastico individuale. Un problema di questo modello è che non distingue per ciascuna coorte tra effetti della regione di nascita, in cui si presume sia stata frequentata la scuola primaria e secondaria, ed effetti della regione di residenza, in cui l'individuo lavora. Supponiamo che le regioni con una più alta qualità dell'istruzione abbiano anche migliori condizioni del mercato del lavoro locale. Poiché per molti individui la regione di nascita e di residenza coincidono, l'omissione nella [3] di variabili che misurino le condizioni del mercato del lavoro nella regione di residenza può generare una distorsione verso l'alto delle stime di σ e θ .

Una seconda classe di modelli è ottenuta come segue. Si assuma che θ in [3] sia pari a zero e che il livello conseguito di istruzione sia una funzione della qualità scolastica. In tal caso, se $E_{icr} = f(Q_{cr})$, possiamo riscrivere la [3] in forma ridotta come

$$Y_{icr} = \alpha_i + \beta X_{icr} + \lambda Q_{cr} + \psi W_{cr} + \varepsilon_{icr} \quad [4]$$

La qualità scolastica ha un effetto complessivo sulle retribuzioni che si esplica tramite due canali: un canale diretto ed uno indiretto, tramite l'impatto sugli anni di istruzione conseguiti. Si noti come questo secondo modello, anch'esso abbastanza utilizzato in letteratura, abbia lo stesso problema del modello precedente, dovuto alla mancata distinzione tra effetti della regione di nascita ed effetti della regione di residenza.

L'esigenza di distinguere gli effetti di coorte relativi alla regione di nascita da quelli relativi alla regione di residenza ha indotto Card e Krueger [1992] a sviluppare un metodo a due stadi. Nel primo stadio viene stimata la seguente relazione

$$Y_{icrs} = \sum_{r,c} \nu_{cr} D_{cr} + \sum_{s,c} \mu_{cs} D_{cs} + \beta X_{icrs} + \left(\sum_{s,c} \rho_{cs} D_{cs} + \sum_{r,c} \delta_{cr} D_{cr} \right) E_{icrs} + \varepsilon_{icrs} \quad [5]$$

dove l'indice s indica la regione di residenza, D_{cr} sono delle dummies di coorte e regione di nascita e D_{cs} sono dummies di coorte e regione di residenza. Si noti come in questa impostazione gli autori catturino con delle dummies tutti i fattori, osservabili e non, che dipendono dalla combinazione di coorti di nascita e regioni di nascita e residenza. Le stesse dummies vengono poi interaggite con gli anni di istruzione, al fine di modellare il fatto che il rendimento dell'istruzione varia sia con la regione di nascita che con quella di residenza.

Nel secondo stadio, gli autori stimano

$$\delta_{cr} = \sum_c \alpha_{1c} D_c + \sum_r \alpha_{2r} D_r + \phi Q_{cr} + \psi W_{cr} + \varepsilon_{cr} \quad [6a]$$

dove δ sono i parametri stimati nel primo stadio e D_c e D_r sono dummies di coorte e di regione di nascita. Si noti come, in questo secondo stadio, gli effetti della regione di residenza per ciascuna coorte sui rendimenti dell'istruzione siano già stati depurati. Il secondo stadio può essere esteso ai parametri relativi all'intercetta nella [5]

$$v_{cr} = \sum_c \beta_{1c} D_c + \sum_r \beta_{2r} D_r + \phi Q_{rc} + \psi W_{rc} + \eta_{rc} \quad [6b]$$

dove v sono i parametri stimati nel primo stadio.

La stima a due stadi ha il vantaggio di riportare il modello multi-livello [5] ad un modello, il [6], in cui le variabili rilevanti sono allo stesso livello di aggregazione. È noto come nella stima di [6] occorra usare una procedura GLS, in cui i pesi siano dati dalla varianza dei parametri stimati nel primo stadio (cfr. Betts [1997]).

Va ribadito come Card e Krueger cerchino di isolare gli effetti sui rendimenti dell'istruzione associati alla coorte e alla regione di nascita dagli effetti esercitati dalla coorte di nascita e dalla regione di residenza. In assenza delle dummies D_{cs} interagite con gli anni di istruzione, infatti, la stima di [5] finirebbe per attribuire, come nei primi due modelli descritti in questa breve rassegna, a coorte e regione di nascita effetti che sono invece attribuibili a coorte e regione di residenza. È chiaro che l'identificazione dei parametri ρ e δ nell'equazione [5] può essere ottenuta solo grazie alla presenza, nel campione degli individui oggetto di stima, di individui nati in una regione (o stato) che lavorano e risiedono in un'altra regione (o stato).

L'ipotesi fondamentale fatta in questi due modelli è che la qualità della scuola rilevante per ciascun individuo sia quella associata alla sua coorte e regione di nascita. Ad esempio, se osserviamo nel 1995 la retribuzione di un individuo nato in Lombardia negli anni cinquanta che lavora in Lazio, assumiamo che la sua formazione scolastica, fino alla scuola secondaria, sia maturata in Lombardia, ed utilizziamo di conseguenza come indicatore della qualità della scuola rilevante per l'individuo un indicatore relativo alla Lombardia nel periodo in cui individui della stessa coorte andavano a scuola.

Card e Krueger sottolineano come la presenza di mobilità inter-regionale (o meglio inter-statale negli USA) crei un errore di misura che non può essere ignorato a priori. Nel loro studio applicato agli Stati Uniti, tuttavia, essi mostrano come la mobilità dei ragazzi fino ai 12 anni di età sia limitata e non sia correlata con la distribuzione geografica della qualità dell'istruzione. Ne consegue che la distorsione indotta dall'errore di misura sia di limitata entità, e non tale da inficiare i risultati delle stime. I due autori utilizzano una batteria di indicatori o fattori di produzione della qualità scolastica, tra i quali

includono il numero di studenti per docente G_1 , e trovano evidenza di una relazione negativa e significativa tra quest'ultimo indicatore ed il rendimento di un anno di istruzione.

L'approccio di Card e Krueger è stato criticato da molti autori per il fatto che essi utilizzano una misura aggregata della qualità scolastica, ed attribuiscono a ciascun individuo nato in una certa coorte e regione la stessa qualità media dell'istruzione. Secondo Hanushek, Rivkin e Taylor [1997] e Betts [1996], una misura più adeguata della qualità scolastica dovrebbe basarsi su dati della singola scuola, piuttosto che su medie regionali. Da una parte, l'utilizzo di queste ultime genera una distorsione verso l'alto delle stime, ed una conseguente sopravvalutazione dell'impatto della qualità scolastica. D'altra parte, l'errore di misurazione è certamente minore con indicatori regionali. Card e Krueger hanno sostanzialmente respinto questa critica sostenendo che sia le misure di qualità scolastica legate alla singola scuola sia le misure più aggregate generano delle distorsioni. Tali distorsioni sono originate, oltre che dall'aggregazione, anche dalla presenza di errori di misurazione e dalla potenziale endogeneità della qualità scolastica. Nel complesso, la dimensione totale della distorsione associata a ciascuna misura della qualità scolastica non può essere determinata a priori..

In un lavoro successivo, Heckman, Layne-Farrar e Todd [1997] hanno esaminato molti aspetti del lavoro di Card e Krueger ed hanno proposto un numero di estensioni e generalizzazioni. In particolare, il modello [5] e [6] viene sostituito da

$$Y_{icrs} = \sum_{r,s,c} v_{crs} D_{crs} + \beta X_{icrs} + \sum_{r,s,c} \delta_{crs} D_{crs} E_{icrs} + \epsilon_{icrs} \quad [7]$$

dove D_{crs} sono delle dummies per coorte di nascita, regione di nascita e regione di residenza, e

$$\delta_{crs} = \sum_c \alpha_{1c} D_c + \sum_r \alpha_{2r} D_r + \sum_s \alpha_{3s} D_s + \sum_r \alpha_{4r} D_{cs} + \sum_r \alpha_{5r} D_s D_r + \phi Q_{cr} + \psi W_{cr} + \epsilon_{crs} \quad [8a]$$

$$v_{crs} = \sum_c \beta_{1c} D_c + \sum_r \beta_{2r} D_r + \sum_s \beta_{3s} D_s + \sum_r \beta_{4r} D_{cs} + \sum_r \beta_{5r} D_s D_r + \phi Q_{cr} + \psi W_{cr} + \epsilon_{crs} \quad [8b]$$

In sostanza, questi autori stimano un numero molto più elevato di parametri δ e v , il che consente di distinguere gli effetti di coorte tra effetti legati alla regione di nascita e alla regione di residenza nella regressione del secondo stadio. Uno dei vantaggi di questo approccio è il maggior numero di gradi di libertà disponibile per il secondo stadio. Inoltre, viene esplicitamente consentita la possibilità che effetti di regione di nascita e di regione di residenza possano interagire.

Heckman ed associati usano il modello [7]-[8] e trovano effetti degli indicatori della qualità scolastica sulle retribuzioni che vanno nella stessa direzione e sono di intensità maggiore di quelli trovati da Card e Krueger. Altre estensioni proposte da questi autori al modello [5]-[6] includono la sostituzione delle dummies per la regione di residenza con delle variabili aggregate misurate a livello regionale e l'eliminazione dell'ipotesi di linearità nella relazione tra retribuzioni e scolarità. Un punto critico rilevante sollevato da Heckman ed associati è la presenza di fenomeni di migrazione endogena, i quali possono pregiudicare la correttezza delle stime del secondo stadio. Ciò avviene perché shocks alle retribuzioni regionali possono indurre movimenti migratori, e generare così una correlazione tra termine di errore e dummies relative alla regione di residenza. Questi autori suggeriscono di verificare se la mobilità endogena sia veramente un problema introducendo nella [8] un set di dummies che colgono le interazioni tra regione di nascita e regione di residenza. Se queste dummies sono significative, vuol dire che il processo migratorio non è affatto casuale, e che le retribuzioni di chi migra sono diverse dalle retribuzioni di chi non migra.

Concludiamo questa breve rassegna cercando di collegare questa letteratura con quella, più ampia, relativa ai rendimenti dell'istruzione. Uno degli aspetti critici di tale letteratura nasce dal fatto che una stima con il metodo dei minimi quadrati di un modello a la Mincer che metta in relazione le retribuzioni individuali (in logaritmi) con il livello di istruzione rischia di essere distorta a causa della presenza di errori di misurazione e di variabili individuali non osservabili. Una di queste variabili non osservabili è tipicamente l'abilità. Card e Krueger [1996] mostrano tuttavia come questo non sia un problema rilevante quanto l'obiettivo sia quello di stimare gli effetti della qualità dell'istruzione. La distorsione delle stime indotta dall'abilità non osservata, infatti, nasce dalla correlazione (negativa) tra abilità individuale e costi dell'istruzione. Se tuttavia la distribuzione congiunta dell'abilità e dei costi individuali rimane la stessa quando si confrontano aree scolastiche diverse, come si fa quando si studia la relazione tra qualità scolastica e rendimenti dell'istruzione, allora la distorsione è costante e non influenza la relazione stessa.

Una maggiore qualità della formazione scolastica non soltanto può aumentare l'inclinazione della relazione tra retribuzioni ed istruzione, che misura i rendimenti dell'istruzione, ma può anche avere effetti sull'intercetta di tale relazione. La ragione di ciò ha a che fare con un meccanismo di auto-selezione. Se il rendimento dell'istruzione aumenta all'aumentare della qualità scolastica, alcuni individui possono essere indotti ad investire in ulteriore istruzione. In generale, si tratta di individui che sopportano un costo relativamente minore dell'investimento addizionale. Se costo ed abilità sono correlati negativamente, questi individui sono relativamente più abili di chi rimane con lo stesso livello di istruzione. Ne consegue che l'abilità e la produttività media di chi non investe in ulteriore istruzione diminuisce, con effetti negativi sulle retribuzioni per livelli di istruzione più bassi.

3. Presentazione dei dati

3.1 – Reddito e istruzione individuali

I dati sui redditi da lavoro e sui risultati scolastici provengono dall'Indagine sui Bilanci delle Famiglie Italiane relative agli anni 1989-91-93-95-98.⁴ In alcune analisi, in cui abbiamo voluto controllare per il background familiare, il campione viene ristretto alle indagini 1993-95-98 per assenza delle stesse informazioni nelle indagini precedenti. La tabella 1 riporta alcune informazioni relative alle caratteristiche dell'intero campione, fornendo anche la disaggregazione per anno d'indagine. Da essa si nota come alcune caratteristiche strutturali, quali l'età media, la componente femminile e la quota di popolazione che ha cambiato regione rispetto a quella di nascita rimangano sostanzialmente stabili nel corso delle diverse indagini, fatto questo che ci permette di ritenere giustificata la procedura di aggregazione di individui intervistati in epoche diverse.⁵

Utilizziamo un campione ristretto agli individui nati tra il 1941 ed il 1970 (per motivi di comparabilità con i dati relativi alle informazioni sulle strutture scolastiche) che abbiano percepito un reddito da lavoro dipendente positivo (escluse le integrazioni non monetarie – variabile YLM). Questo riduce le informazioni disponibili dalle 118.857 iniziali alle 25.224 osservazioni su cui lavoriamo (vedi tabella 2). Si noti come a causa di queste restrizioni si riduca l'età media (stiamo escludendo studenti e pensionati), si alzi la scolarità media (di circa 3 anni), diminuisca la quota delle donne (a causa della loro minor partecipazione al mercato del lavoro) e aumenti la quota di coloro che hanno mutato regione. Per mantenere una sufficiente numerosità del campione, siamo stati costretti a mantenere la componente panel nel campione ristretto, osservando quindi lo stesso individuo più di una volta.⁶ Confrontando le informazioni contenute nelle tabelle 2 e 3, si nota come non vi siano distorsioni apparenti, ad esclusione del progressivo invecchiamento della componente panel.

Poiché il nostro obiettivo è di calcolare gli effetti della qualità delle strutture scolastiche sulle capacità di guadagno individuali (direttamente o tramite l'acquisizione di maggior scolarità), abbiamo considerato misure alternative del reddito. Innanzitutto il reddito netto annuo, che rappresenta la

⁴ L'esclusione degli anni precedenti il 1989 è dovuta all'impossibilità di identificare la regione di nascita degli intervistati (variabile NASCREG) nelle indagini precedenti.

⁵ Questo è maggiormente vero se le analisi che seguono (ivi comprese le statistiche descrittive) vengono pesate con i pesi campionari che permettono di replicare una struttura della popolazione italiana in linea con l'Indagine Trimestrale sulle forze di lavoro. Quanto affermato nel testo deve comunque essere qualificato per due aspetti: il tasso di risposta netto (al netto di rifiuti e assenze) è stato molto differenziato nelle diverse indagini (38.4% nel 1989, 33.2% nel 1991, 51.3% nel 1993, 56.9% nel 1995 e 43.9% nel 1998 – cfr. Brandolini 1999), fatto questo che suggerisce qualche cautela nella aggregazione; inoltre, l'Indagine contiene una componente panel (pari al 33.3% dell'intero campione) che noi non abbiamo soppresso per mantenere una numerosità sufficiente del campione, ma che potrebbe distorcere i risultati nella misura in cui si trattasse di una estrazione non casuale della intera popolazione.

⁶ In questo modo il nostro campione diventa una estrazione casuale con reimmissione nell'urna. Poiché l'estrazione originaria che individua la componente panel è rappresentativa dell'intera popolazione in quanto facciamo uso di statistiche ponderate con i pesi campionari, se non vi è attrito e la popolazione non cambia le proprie caratteristiche, il campione inclusivo della componente panel mantiene la propria rappresentatività.

misura più direttamente percepibile dagli intervistati.⁷ Tuttavia, in un sistema fiscale con tassazione progressiva il rendimento calcolato sul reddito netto viene sottostimato, in quanto la crescita retributiva viene attenuata dalla aliquota crescente. Per questo, a partire dalla legislazione fiscale in vigore nell'anno dell'intervista, abbiamo utilizzato le informazioni relative al carico familiare (sostanzialmente se ci si trova in presenza di coniuge e/o figli a carico) e ai limiti di reddito (per il calcolo delle detrazioni per lavoro dipendente) per risalire alle corrispondenti retribuzioni lorde.⁸

Tabella 1 – Statistiche descrittive – Italia – intero campione

	intero campione	1989	1991	1993	1995	1998
Numero individui	118.857	25.148	24.913	23.997	23.898	20.901
età (anni)	39.07	38.57	39.19	38.12	39.43	40.26
Donne	51.41%	51.40%	51.37%	51.43%	51.46%	51.39%
Istruzione (anni di scuola)	7.54	7.45	7.58	7.30	7.56	7.86
Migranti	13.34%	12.38%	13.30%	14.00%	13.53%	13.52%

Nota: vengono indicati come "migranti" gli intervistati per i quali non coincide la regione di nascita con quella di attuale residenza

Statistiche ottenute utilizzando i pesi campionari

Tabella 2 – Statistiche descrittive – Italia – campione effettivo

	intero campione	1989	1991	1993	1995	1998
Numero individui	25.224	5.358	5.280	5.039	5.032	4.515
Età (anni)	37.10	33.90	35.55	37.29	38.45	40.86
Donne	39.50%	39.21%	39.61%	38.54%	40.15%	40.13%
Istruzione (anni di scuola)	10.73	10.59	10.82	10.51	10.80	10.98
migranti	15.72%	13.81%	15.95%	16.93%	15.69%	16.21%
Retribuzione annua (netta) da lavoro dipendente	---	17717.910	19615.680	21875.330	22870.050	25371.630
Retribuzione annua (lorda) da lavoro dipendente	---	21475.210	23701.570	26993.780	28483.530	30897.570
Pressione fiscale diretta	---	21.21%	20.83%	23.40%	24.55%	21.78%
Retribuzione (lorda) oraria	---	13.207	14.775	18.351	19.082	20.515
mesi di lavoro in un anno	11.44	11.61	11.57	11.26	11.23	11.50
Ore di lavoro medie settimanali	38.19	39.40	38.76	37.70	37.69	37.18

Statistiche ottenute utilizzando i pesi campionari

Dalla tabella 2 si nota come la pressione fiscale sulle retribuzioni non sia rimasta costante nell'arco del decennio che stiamo considerando. Tra le altre misure della capacità di guadagno abbiamo considerato anche la retribuzione (lorda) oraria, che incorpora le informazioni relative ai periodi di effettivo lavoro.⁹ Se convertiamo tutte le retribuzioni in lire 1995, possiamo analizzare la dinamica

⁷ Abbiamo escluso dalla nostra analisi i lavoratori autonomi per una duplice ragione: da un lato la misura dei loro redditi risulta meno affidabile di quella dei lavoratori dipendenti (Cannari e D'Alessio 1993); dall'altro perché la misura del rendimento dell'istruzione calcolato attraverso la *earnings function* presuppone che l'impresa domandi capitale umano fino al punto in cui la produttività marginale del lavoro uguagli il rendimento di mercato (facendo quindi riferimento ad un rapporto di lavoro dipendente).

⁸ Questa procedura rappresenta ovviamente una stima del corrispondente reddito lordo ai fini fiscali, in quanto non possediamo informazioni relative né alle spese deducibili né agli altri redditi percepiti dall'individuo.

⁹ La retribuzione oraria è ottenuta dividendo la corrispondente retribuzione annua per l'orario medio mensile (ottenuto dalla variabile ORETOT - orario medio settimanale - moltiplicato per quattro, numero convenzionale delle settimane lavorative) moltiplicato per i mesi di effettivo lavoro (variabile MESILAV, codificata pari a 12 in caso di lavoro per l'intero anno - variabile TUTTOANNO - a cui è stato sottratto uno per tener conto del mese di ferie). In un numero ridotto di casi (22

retributiva nelle due dimensioni secondo le quali intendiamo analizzare il campione, ovvero l'anno di nascita e la regione di nascita e/o di lavoro.¹⁰ Osservando la figura 4 si nota come il reddito mediano percepito dalle coorti più giovani sia inferiore a quello delle generazioni più anziane¹¹, e come nel contempo la disuguaglianza (misurata dal coefficiente di variazione) tenda ad aumentare per le generazioni più recenti. Entrambi gli effetti sembrano non contraddire l'ipotesi di un effetto rilevante dovuto all'esperienza lavorativa (cfr. Neal e Rosen [1998]). Quando invece si prende in considerazione la scolarità acquisita dalle diverse coorti (vedi figura 5) si nota come gli anni medi di istruzione crescano per le coorti più recenti, e si riduca nel contempo la dispersione degli stessi.

La presenza di oscillazioni in entrambi gli indicatori è conseguenza della (relativamente) ridotta numerosità del campione. Anche se si accorpano gli anni di nascita in coorti quinquennali, tale numerosità delle celle rimane ridotta (vedi tabella 4) nelle regioni minori. Per questo motivo nell'analisi seguente siamo stati costretti ad accorpare le venti regioni iniziali in dieci macroregioni in modo da assicurarci una frequenza di cella regione di nascita/coorte pari almeno all'1% del totale (vedi tabella 5).

A titolo di analisi descrittiva, possiamo controllare per le differenze territoriali e/o generazionali attraverso l'analisi multivariata (vedi tabella 6). Nel caso dei redditi individuali (colonne 1-2-3 di tabella 6), se si controlla per l'esperienza potenziale¹² (lineare e quadratica), si osserva che vi è un premio negativo sistematico sulle retribuzioni percepite da persone nate nelle regioni centro-meridionali. Tale premio negativo scompare tuttavia per le regioni centrali e si più che dimezza per le regioni meridionali quando si considerino soltanto coloro che abbiano una regione di residenza corrente diversa dalla regione di nascita (terza colonna). Questo effetto è importante nell'analisi empirica perché ci consente di separare l'effetto "regione di provenienza" dall'effetto "mercato del lavoro di appartenenza". Se consideriamo invece la scolarità acquisita (colonne 4-5-6 di tabella 6), troviamo evidenza di una minor scolarizzazione nelle regioni centro-meridionali, e tale gap è più accentuato negli individui che hanno cambiato regione di nascita (e quindi che hanno potenzialmente migrato).

nell'indagine 1989, nessuno nel 1991, 37 nel 1993, 31 nel 1995, 36 nel 1998), dove comparivano informazioni relative a più di un rapporto di lavoro instaurato in corso d'anno, si è considerato il reddito complessivo come somma dei due redditi, l'orario come media (ponderata con il numero dei mesi lavorati) degli orari dei due periodi e la durata complessiva come somma delle durate (con capienza massima pari a 12 mesi).

¹⁰ Per compiere questa conversione abbiamo utilizzato l'indice nazionale dei prezzi al consumo per l'intera collettività nazionale (media annua), pari a 73.33 nel 1989, 83.02 nel 1991, 91.08 nel 1993, 100.00 nel 1995 e 108.04 nel 1998.

¹¹ La linea orizzontale in figura 4 riporta il reddito mediano per l'intero campione.

¹² Si definisce convenzionalmente l'esperienza potenziale come l'età al netto degli anni di scuola corrispondenti al titolo di studio posseduto (cui occorre sommare sei anni dalla nascita all'inizio della scuola).

Tabella 3 – Statistiche descrittive – Italia – campione effettivo - componente panel

	intero campione	1989	1991	1993	1995	1998
numero individui	8429	744	1387	2250	2319	1698
incidenza componente panel	33.42%	13.89%	26.27%	44.65%	46.09%	37.61%
età (anni)	38.46	34.33	36.26	38.33	39.50	41.43
donne	39.89%	36.55%	40.52%	39.71%	39.95%	40.98%
istruzione (anni di scuola)	10.86	10.48	10.81	10.72	11.00	11.11
Migranti	15.42%	15.37%	14.96%	15.60%	15.80%	15.03%
retribuzione annua (netta) da lavoro dipendente	---	17637.510	19623.230	22215.220	23284.880	24724.970
retribuzione annua (lorda) da lavoro dipendente	---	21298.340	23718.600	27458.540	29080.870	30050.950
Retribuzione (lorda) oraria	---	13.145	14.698	18.993	20.047	20.763
mesi di lavoro in un anno	11.31	11.62	11.54	11.25	11.07	11.40
Ore di lavoro medie settimanali	37.87	38.73	38.97	37.76	37.72	36.66

Nota: vengono indicati come “migranti” gli intervistati per i quali non coincide la regione di nascita con quella di attuale residenza
Statistiche ottenute utilizzando i pesi campionari

Tabella 4 – Numerosità delle osservazioni – Italia – campione effettivo

	nati 1941-45	nati 1946-50	nati 1951-55	nati 1956-60	nati 1961-65	nati 1966-70	Totali
Piemonte	180	276	216	300	360	278	1610
Valle d'Aosta	3	3	8	4	1	3	22
Lombardia	255	365	321	408	595	525	2469
Trentino	80	127	65	127	113	87	599
Veneto	195	255	287	274	270	270	1551
Friuli	115	137	95	123	118	133	721
Liguria	83	166	148	162	205	152	916
Emilia Romagna	244	375	337	339	374	355	2024
Toscana	211	388	258	272	261	282	1672
Umbria	106	174	182	172	157	102	893
Marche	142	248	218	175	210	178	1171
Lazio	191	234	258	246	245	220	1394
Abruzzo	120	201	147	176	159	101	904
Molise	37	29	43	48	23	17	197
Campania	381	456	487	486	338	269	2417
Puglia	350	489	437	377	307	242	2202
Basilicata	62	70	82	74	64	29	381
Calabria	137	245	221	239	138	102	1082
Sicilia	309	467	471	401	337	154	2139
Sardegna	124	144	170	157	148	117	860
Totale	3325	4849	4451	4560	4423	3616	25224

Tabella 5 – Numerosità delle osservazioni individuali – Italia – campione effettivo
(in corsivo l'incidenza percentuale complessiva)

		nati 1941-45	nati 1946-50	nati 1951-55	nati 1956-60	nati 1961-65	nati 1966-70	Totale
1	Piemonte+Valle d'Aosta+Liguria	266 <i>1.05</i>	445 <i>1.76</i>	372 <i>1.47</i>	466 <i>1.85</i>	566 <i>2.24</i>	433 <i>1.72</i>	2548 <i>10.10</i>
2	Lombardia	255 <i>1.01</i>	365 <i>1.45</i>	321 <i>1.27</i>	408 <i>1.62</i>	595 <i>2.36</i>	525 <i>2.08</i>	2469 <i>9.79</i>
3	Trentino+Veneto +Friuli	390 <i>1.55</i>	519 <i>2.06</i>	447 <i>1.77</i>	524 <i>2.08</i>	501 <i>1.99</i>	490 <i>1.94</i>	2871 <i>11.38</i>
4	Emilia Romagna	244 <i>0.97</i>	375 <i>1.49</i>	337 <i>1.34</i>	339 <i>1.34</i>	374 <i>1.48</i>	355 <i>1.41</i>	2024 <i>8.02</i>
5	Toscana	211 <i>0.84</i>	388 <i>1.54</i>	258 <i>1.02</i>	272 <i>1.08</i>	261 <i>1.03</i>	282 <i>1.12</i>	1672 <i>6.63</i>
6	Umbria+ Marche	248 <i>0.98</i>	422 <i>1.67</i>	400 <i>1.59</i>	347 <i>1.38</i>	367 <i>1.45</i>	280 <i>1.11</i>	2064 <i>8.18</i>
7	Lazio+Abruzzi+ Molise	348 <i>1.38</i>	464 <i>1.84</i>	448 <i>1.78</i>	470 <i>1.86</i>	427 <i>1.69</i>	338 <i>1.34</i>	2495 <i>9.89</i>
8	Campania	381 <i>1.51</i>	456 <i>1.81</i>	487 <i>1.93</i>	486 <i>1.93</i>	338 <i>1.34</i>	269 <i>1.07</i>	2417 <i>9.58</i>
9	Puglia+Basilicata+ Calabria	549 <i>2.18</i>	804 <i>3.19</i>	740 <i>2.93</i>	690 <i>2.74</i>	509 <i>2.02</i>	373 <i>1.48</i>	3665 <i>14.53</i>
10	Sicilia+ Sardegna	433 <i>1.72</i>	611 <i>2.42</i>	641 <i>2.54</i>	558 <i>2.21</i>	485 <i>1.92</i>	271 <i>1.07</i>	2999 <i>11.89</i>
	Totale	3325 <i>13.18</i>	4849 <i>19.22</i>	4451 <i>17.65</i>	4560 <i>18.08</i>	4423 <i>17.53</i>	3616 <i>14.34</i>	25224 <i>100.00</i>

Tabella 6 – Alcune determinanti dei redditi lordi annui e degli anni di istruzione
(pesi campionari – stime robuste all'eteroschedasticità – pvalue<0.05=* pvalue<0.01=**)

Modello a: log reddito lordo annuo prezzi 1995 - intero campione

Modello b: log reddito lordo annuo prezzi 1995 - solo permanenti

Modello c: log reddito lordo annuo prezzi 1995 - solo cambio regione

Modello d: anni di istruzione corrispondenti al massimo titolo scolastico posseduto - intero campione

Modello e: anni di istruzione corrispondenti al massimo titolo scolastico posseduto - solo permanenti

Modello f: anni di istruzione corrispondenti al massimo titolo scolastico posseduto - solo cambio regione

Model :	a	b	c	d	e	f
# obs :	25224	21036	4188	25224	21036	4188
Depvar:	lwagec	lwagec	lwagec	edyear	edyear	edyear
intcpt	9.827**	9.833**	9.899**	11.776**	11.538**	13.816**
donna	-0.273**	-0.257**	-0.366**	1.045**	1.113**	0.744**
eta				-0.044**	-0.041**	-0.068**
exp	0.041**	0.041**	0.043**			
exp2	-0.001**	-0.001**	-0.001**			
valaos	0.007	0.140	0.059	1.179	1.808*	0.461
lombard	0.001	0.003	-0.068	0.066	0.133	-0.459
trenti	-0.015	-0.028	0.081	0.178	0.145	0.121
veneto	-0.131**	-0.126**	-0.130*	-0.826**	-0.678**	-1.860**
friuli	-0.052*	-0.068*	0.101	0.184	0.066	1.273
liguri	-0.027	-0.021	-0.060	1.006**	1.035**	0.540
emilia	-0.051**	-0.049**	-0.064	0.153	0.162	0.148
toscan	-0.067**	-0.082**	0.062	-0.301	-0.322	0.072
umbria	-0.168**	-0.173**	-0.117	0.267	0.120	0.610
marche	-0.146**	-0.154**	-0.070	-0.541**	-0.413*	-1.419*
lazio	-0.063**	-0.072**	0.028	0.396*	0.349	1.448**
abruzz	-0.160**	-0.159**	-0.118	0.135	0.254	-0.738
molise	-0.098**	-0.160**	0.065	0.750	0.347	0.826
campan	-0.185**	-0.174**	-0.171**	0.014	0.311	-1.362**
puglia	-0.214**	-0.232**	-0.10*	-0.358*	-0.173	-1.377**
basili	-0.333**	-0.396**	-0.145*	-1.734**	-1.796**	-2.122**
calabr	-0.283**	-0.380**	-0.065	-0.503*	-0.677*	-0.740
sicili	-0.304**	-0.341**	-0.130**	-0.474*	-0.223	-1.629**
sardeg	-0.163**	-0.170**	-0.074	-0.752**	-0.620**	-1.507*
migratz	0.161**			0.132		
indg91	-0.046**	-0.051**	-0.020	0.328**	0.369**	0.054
indg93	-0.099**	-0.111**	-0.030	0.098	0.123	-0.058
indg95	-0.146**	-0.151**	-0.110**	0.407**	0.463**	0.011
indg98	-0.127**	-0.134**	-0.075*	0.698**	0.709**	0.517
R ²	0.13	0.126	0.161	0.043	0.044	0.07

Nota: due asterischi ed un asterisco indicano rispettivamente quando il coefficiente stimato è significativamente diverso da zero al livello di confidenza dell'1% e del 5%. Lwagec: logaritmo della retribuzione lorda annua; edyear: anni di istruzione; exp= esperienza potenziale; migratz: dummy pari a 1 se l'individuo risiede in una regione diversa dalla regione di nascita.

3.2 – Qualità dell'istruzione disponibile

Non esistono in Italia dei dati che riportino informazioni specifiche sulla qualità dell'istruzione ricevuta dagli intervistati,¹³ e non è altresì possibile combinare tra di loro banche dati diverse per ottenere indirettamente lo stesso risultato. Si è dovuto quindi fare riferimento ai dati relativi alle strutture scolastiche esistenti nel territorio dove è plausibile che gli intervistati abbiano svolto la loro carriera scolastica. Questa scelta pone due problemi: da un lato il grado di disaggregazione territoriale a cui è possibile spingersi, e dall'altro la plausibilità dell'ipotesi di attribuire agli individui la qualità dell'istruzione corrispondente alla regione in cui sono nati.

Per quanto riguarda il primo problema, i dati relativi al numero di iscritti, insegnanti e scuole sono disponibili su base cartacea con cadenza annuale e disaggregazione fino al livello comunale. Se tuttavia il bacino comunale può essere considerato come l'area di riferimento per le scuole materne, elementari e medie, tale ipotesi sembra inappropriata per le scuole secondarie e a maggior ragione per l'università. Scartando quindi il livello comunale, la seconda alternativa praticabile era quella provinciale. Al di là dell'onerosità della raccolta dei dati,¹⁴ anche questa soluzione è stata scartata a causa dell'impossibilità di associare questa informazione alla provincia di nascita degli intervistati, che nell'Indagine della Banca d'Italia viene oscurata per garantire la non riconoscibilità degli intervistati.

Siamo stati quindi costretti a raccogliere le informazioni necessarie su base regionale. Le variabili selezionate sono state raccolte in riferimento a quattro ordini di scuola (scuola materna, scuola elementare, scuola media e scuola superiore). Abbiamo escluso l'università, ritenendo che la possibilità di frequenza universitaria negli anni di riferimento (dal 1958 al 1990) non fosse assicurata in modo uniforme sul territorio nazionale, né come sedi locali né come facoltà esistenti, e che richiedesse quindi in modo non trascurabile la migrazione a province/regioni diverse da quella di nascita. Dopo aver verificato la ridotta variabilità temporale degli indicatori prescelti da un anno al successivo, abbiamo raccolto i dati con cadenza biennale.¹⁵ Le liste delle variabili considerate e degli indicatori ottenuti sono riportate rispettivamente nelle tabelle 7 e 8.

Per quanto riguarda la plausibilità della attribuzione agli individui dei dati corrispondenti alla regione di nascita, due sembrano essere gli aspetti rilevanti: il primo è relativo alla possibilità di

¹³ Non esistono informazioni che coprano tutto l'arco dell'istruzione ricevuta e per un sufficientemente lungo periodo di tempo. Esistono invece indagini finalizzate (Istat 1996, 1999 e 2000) che riportano informazione di carattere qualitativo per una specifica coorte e per uno specifico ordine di scuola (scuola superiore o università).

¹⁴ Si consideri che per il periodo campionario (individui nati tra il 1941 ed il 1970, che quindi potevano aver frequentato le scuole dal 1944 al 1990, corrispondente ad un totale di 45 anni) esistevano 92 province italiane, arrivando ad un totale di 4140 dati per ciascuna variabile. Anche limitandosi a 4 variabili (iscritti, insegnanti, classi e scuole – tale numero raddoppia quando si consideri la doppia presenza di scuole pubbliche e scuole private) per 4 ordini di scuola (materna, elementare, media e superiore) si arriva alla non trascurabile cifra di 66.240 dati da imputare (che raddoppiano se si considera separatamente la scuola privata).

¹⁵ Trattandosi di 43 serie per circa 30 anni e 20 regioni, raggiungiamo comunque la ragguardevole cifra di 25.800 dati.

migrazione in età precoce, di cui si è già discusso nel paragrafo precedente, l'altro è relativo agli anni di permanenza a scuola. In assenza di migliori informazioni, siamo costretti ad assumere che gli individui frequentino tutti gli ordini di scuola nella regione in cui sono nati. Non possiamo controllare la plausibilità di questa assunzione in assenza di informazioni sull'anno di migrazione degli intervistati.¹⁶ Utilizzando l'intero campione a nostra disposizione, tuttavia, possiamo verificare quanti fossero i bambini in età dell'obbligo che risiedessero nella regione di nascita. Nella tabella 9 mostriamo come la quota di bambini residenti nella stessa regione di nascita non scenda mai (tranne che in un caso) sotto il 95%.

Si potrebbe obiettare che a partire dagli anni ottanta l'ondata migratoria in Italia si era già sostanzialmente esaurita, e che questa fotografia non corrisponde alla realtà sperimentata dal nostro campione. È del resto altrettanto vero che l'ondata migratoria ha inizialmente coinvolto i maschi adulti, e solo successivamente ha comportato lo spostamento delle famiglie. In assenza di ulteriori informazioni, non possiamo procedere oltre in questa discussione. L'aspetto relativo al periodo di riferimento dei dati relativi alla qualità scolastica viene discusso nel paragrafo seguente.

¹⁶ Card e Krueger 1992 (p.28) utilizzano i dati censuari relativi al 1940 per verificare la plausibilità di questa assunzione nel momento in cui analizzano i dati delle coorti nate tra il 1920 ed il 1949.

Tabella 7 – Variabili relative alla qualità dell'istruzione offerta – Italia – 1940-85

<i>nome variabile</i>	<i>Definizione</i>
kpop	scuola del grado preparatorio (materna) – popolazione potenziale di riferimento (nati da 3 a 5 anni prima)
kstud	scuola del grado preparatorio (materna) – alunni MF
kteach	scuola del grado preparatorio (materna) – direttrici e insegnanti
kschol	scuola del grado preparatorio (materna) – scuole totali
kpriv	scuola del grado preparatorio (materna) – scuole private
kclass	scuola del grado preparatorio (materna) – classi
kmeal	scuola del grado preparatorio (materna) – alunni che prendono refezione gratuita
ppop	scuola elementare – popolazione potenziale di riferimento (nati da 6 a 10 anni prima)
spstud	scuola elementare statale – alunni MF
sprept	scuola elementare statale – alunni ripetenti
spmulti	scuola elementare statale – alunni in pluriclasse
spttea	scuola elementare statale – insegnanti di ruolo
spntea	scuola elementare statale – insegnanti non di ruolo
spclass	scuola elementare statale – classi
spschol	scuola elementare statale – scuole
ppstud	scuola elementare privata – alunni MF
pptea	scuola elementare privata – insegnanti
ppclass	scuola elementare privata – classi
ppschol	scuola elementare privata – scuole
lpop	scuola media inferiore – popolazione potenziale di riferimento (nati da 11 a 13 anni prima)
lstud	scuola media inferiore statale – studenti MF
slttea	scuola media inferiore statale – insegnanti di ruolo
lsntea	scuola media inferiore statale – insegnanti non di ruolo
slclass	scuola media inferiore statale – classi
slschol	scuola media inferiore statale – scuole
plstud	scuola media inferiore privata – alunni MF
pltea	scuola media inferiore privata – insegnanti
plclass	scuola media inferiore privata – classi
plschol	scuola media inferiore privata – scuole
lexam	scuola media inferiore nel complesso – esaminati – candidati interni+esterni
lgrad	scuola media inferiore nel complesso – licenziati – candidati interni+esterni
spop	scuola media superiore – popolazione potenziale di riferimento (nati da 14 a 18 anni prima)
ssstud	scuola media superiore statale – studenti MF
ssstea	scuola media superiore statale – insegnanti di ruolo
ssntea	scuola media superiore statale – insegnanti non di ruolo
ssclass	scuola media superiore statale – aule
ssschol	scuola media superiore statale – scuole
psstud	scuola media superiore privata – alunni MF
pstea	scuola media superiore privata – insegnanti
psclass	scuola media superiore privata – aule
psschol	scuola media superiore privata – scuole
s1stud	scuola media superiore – iscritti al primo anno
s1rept	scuola media superiore – iscritti al primo anno ripetenti

Nota: i dati sulla scuola media inferiore si riferiscono alla scuola media unica e alle scuole e corsi di avviamento professionale fino al 1960-61 e alla scuola media unificata successivamente. I dati sulla scuola media superiore si riferiscono solo a ginnasi/licei e istituti tecnici industriali fino al 1962-63 e al totale delle scuole medie superiori successivamente.

Tabella 8 – Gli indicatori sulla qualità dell'istruzione – Italia 1940-85

nome variabile	derivazione	Definizione
k0	kstud/kpop	scuola del grado preparatorio (materna) – tasso di partecipazione (iscritti/popolazione di riferim.)
k1	kstud/kteach	scuola del grado preparatorio (materna) – alunni per insegnante
k2	kstud/kschol	scuola del grado preparatorio (materna) – alunni per scuola
k3	kstud/kclass	scuola del grado preparatorio (materna) – alunni per classe
k4	kpriv/kschol	scuola del grado preparatorio (materna) – quota di scuole private
k5	kmeal/kstud	scuola del grado preparatorio (materna) – quota di alunni con refezione gratuita
p0	(spstud+ppstud)/ppop	scuola elementare – tasso di partecipazione (iscritti/popolazione di riferimento)
p1	(spstud+ppstud)/(spttea+spntea+pptea)	scuola elementare - alunni per insegnante
p2	spstud/spschol	scuola elementare pubblica - alunni per scuola
p3	spstud/splclass	scuola elementare pubblica - alunni per classe
p4	ppschol/(ppschol+spschol)	scuola elementare – quota di scuole private
p5	spntea/spttea	scuola elementare pubblica – insegnanti non di ruolo/insegnanti di ruolo
p6	ppstud/ppclass	scuola elementare privata - alunni per classe
p7	p4*p6	scuola elementare – proxy della disponibilità e qualità della scuola privata
p8	sprept/spstud	scuola elementare pubblica – quota di alunni ripetenti su totale alunni
p9	spmulti/spstud	scuola elementare pubblica – quota alunni in pluriclasse su totale alunni
l0	(slstud+plstud)/lpop	scuola media inferiore - tasso di partecipazione (iscritti/popolazione di riferimento)
l1	(slstud+plstud)/(slttea+slntea+pltea)	scuola media inferiore - studenti per insegnante
l2	slstud/slschol	scuola media inferiore pubblica - studenti per scuola
l3	slstud/slclass	scuola media inferiore pubblica - studenti per classe
l4	plschol/(plschol+slschol)	scuola media inferiore - quota di scuole private
l5	slntea/slttea	scuola media inferiore pubblica – insegnanti non di ruolo/insegnanti di ruolo
l6	plstud/plclass	scuola media inferiore privata - studenti per classe
l7	l4*l6	scuola media inferiore - proxy della disponibilità e qualità della scuola privata
l8	lgrad/lexam	scuola media inferiore – quota di studenti licenziati su totale iscritti all'esame di terza media
s0	(ssstud+psstud)/spop	scuola media superiore - tasso di partecipazione (iscritti/popolazione di riferimento)
s1	(ssstud+psstud)/(ssttea+ssntea+psttea)	scuola media superiore - studenti per insegnante
s2	ssstud/ssschol	scuola media superiore pubblica - studenti per scuola
s3	ssstud/ssclass	scuola media superiore pubblica - studenti per classe
s4	psschol/(psschol+ssschol)	scuola media superiore - quota di scuole private
s5	ssntea/ssttea	scuola media superiore pubblica – insegnanti non di ruolo/insegnanti di ruolo
s6	psstud/psclass	scuola media superiore privata - studenti per classe
s7	s4*s6	scuola media superiore - proxy della disponibilità e qualità della scuola privata
s8	s1rept/s1stud	scuola media superiore pubblica - quota di studenti ripetenti su totale studenti

Tabella 9 – Distribuzione della popolazione con meno di 15 anni per regione di nascita (verticale) e regione di residenza (orizzontale) – Italia – 1989-91-93-95-98 – valori percentuali

birth	piem	aosta	lomb	tren	vene	friu	ligu	emil	tosc	umbr	marc	lazi	abru	Moli	camp	puagl	basi	cala	sici	sard
piemonte	96.25	--	0.98	--	0.09	--	0.18	--	0.09	--	0.18	0.09	0.36	0.18	0.27	0.27	--	0.36	0.36	0.36
valled'aosta	--	77.78	--	--	11.11	--	--	--	--	--	--	11.11	--	--	--	--	--	--	--	--
lombardia	0.92	--	93.16	0.08	0.46	--	1.61	1.00	0.15	--	0.08	0.31	--	0.46	0.77	0.15	0.08	0.15	0.46	0.15
trentino	0.26	--	--	98.41	--	--	--	0.26	--	--	--	1.06	--	--	--	--	--	--	--	--
veneto	0.24	--	0.12	1.77	93.87	1.42	0.35	0.59	0.59	0.12	0.12	0.71	0.12	--	--	--	--	--	--	--
friuli	--	--	0.90	--	0.30	98.21	--	0.30	0.30	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--
liguria	1.48	--	0.49	--	--	--	96.72	0.16	0.49	--	--	--	--	--	--	--	--	0.16	0.33	0.16
emiliaromagna	0.10	--	0.31	0.21	0.21	--	0.21	96.81	0.41	--	0.62	--	--	0.41	0.31	0.10	0.10	0.10	0.21	--
toscana	0.11	--	0.63	--	0.42	0.11	0.11	0.21	96.94	0.95	--	0.21	--	--	0.21	--	--	--	0.11	--
umbria	--	--	--	--	--	--	--	--	--	99.48	0.35	--	--	--	--	0.17	--	--	--	--
marche	--	--	0.15	--	--	--	--	0.75	--	0.60	96.56	0.30	0.45	--	--	--	0.15	--	1.05	--
lazio	--	--	0.28	--	0.09	0.09	0.09	0.09	--	0.28	0.19	97.83	0.19	--	0.19	--	--	0.09	0.28	0.28
abruzz	0.15	--	--	--	--	--	--	0.15	--	--	0.62	0.46	97.68	0.31	--	0.31	0.31	--	--	--
molise	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	97.93	--	2.07	--	--	--	--
campania	0.21	--	0.50	--	0.04	--	0.17	0.75	0.08	0.08	0.67	1.38	--	0.04	95.07	0.29	0.46	0.08	0.13	0.04
puglia	0.70	--	0.20	0.25	--	--	0.10	--	--	--	0.40	0.25	0.25	--	0.20	96.96	0.70	--	--	--
basilicata	--	--	--	1.06	--	--	--	--	0.53	--	--	--	--	--	--	--	97.87	--	0.53	--
calabria	1.05	--	1.05	0.23	--	--	0.47	0.47	0.35	0.23	--	0.12	--	--	--	0.35	--	95.69	--	--
sicilia	0.27	--	0.77	--	--	--	0.18	0.32	0.09	--	0.05	0.05	--	--	--	0.14	--	0.14	97.87	0.14
sardegna	0.27	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	0.27	--	0.13	--	--	0.13	0.27	98.93

Abbiamo scelto di riportare l'andamento di ciascun indicatore della qualità scolastica sia in termini di media nazionale sia con una misura della dispersione a livello regionale, data dall'intervallo di \pm una deviazione standard attorno alla media. Iniziando con la scuola materna (figura 6) si nota come solo poco più della metà della popolazione potenziale faccia uso di questa struttura, che tuttavia ha registrato una convergenza degli standards tra regioni (si noti per esempio il rapporto alunni/insegnanti). Se il numero degli insegnanti è aumentato, così non sembra potersi dire della

dimensione delle scuole e delle classi. La quota di utenti gratuiti della refezione scolastica, spesso usato come indicatore indiretto della qualità ambientale, mostra un chiaro trend decrescente.

Più netti sono invece gli andamenti degli indicatori relativi alla scuola elementare (vedi figura 7). Se negli anni cinquanta più del 10% di alunni era in classi plurime e i tassi di partecipazione in alcune regioni non raggiungevano il 90%,¹⁷ nel giro di due decenni l'intera popolazione di riferimento frequentava la scuola elementare con ottimi standard in termini di risorse umane impiegate. Nel 1962 (anno della riforma della scuola media unificata) vi erano mediamente 21.8 alunni per insegnanti, con un massimo di 27.1 in Puglia ed un minimo di 16.2 in Friuli e in Umbria. Questo trend di miglioramento sembra essere seguito con ritardo dagli edifici scolastici: sempre nel 1962, la dimensione media delle classi è pari a 24.9, ma in questo caso si oscilla tra 16.2 dell'Umbria e 37.8 della Puglia; vent'anni dopo, nel 1980, la dimensione media delle classi a livello nazionale è scesa a 19 alunni, con estremi 14.6 in Umbria e 25.4 in Puglia.

L'aumento degli insegnanti è legato alla immissione in ruolo di un gran numero di insegnanti alla fine degli anni '50, come si vede chiaramente se si osserva l'andamento del rapporto tra insegnanti non di ruolo ed insegnanti di ruolo. Questo ha permesso una pressoché totale scomparsa delle classi plurime (nel 1970 riguardavano ancora il 2.4% degli alunni, mentre nel 1980 tale quota era scesa allo 0.5%). A differenza del caso della scuola materna, la quota di scuole private è rimasta pressoché costante intorno al 7% del totale, con standards inizialmente migliori della scuola pubblica, che declinano però nel corso del periodo: se nel 1950 il numero medio di alunni per classe era pari a 34.9 nella scuola elementare pubblica e 27.3 nella corrispondente scuola privata, trent'anni dopo i corrispondenti valori erano 19.0 e 26.6.

Nel caso della scuola media inferiore (vedi figura 8) si notano chiaramente gli effetti delle riforme istituzionali. In questo caso nel 1962, quando ancora la partecipazione scolastica non superava il 60%, si ponevano le basi per un deciso allargamento (che toccherà il 100% solo nel 1980): le immissioni in ruolo degli insegnanti seguono ad ondate (concorsuali) l'aumento delle iscrizioni, imponendo un andamento oscillatorio ma decrescente al rapporto studenti/insegnanti. A differenza del caso della scuola elementare il divario regionale è in questo caso molto ridotto: nel 1962 il valore minimo si registra in Umbria (8.6) e quello massimo in Friuli (13.3); vent'anni dopo il minimo si registra in Calabria (9.1) ed il massimo in Piemonte e in Lazio (10.3). La strategia di allargamento della scuola media sembra essere stata quella della creazione di scuole più capienti, come indicato dalla dimensione media delle scuole in compresenza di un calo della dimensione media delle classi. La scuola privata perde di importanza in questo settore, attestandosi a meno del 10% delle scuole, con un rapporto studenti/insegnanti superiore a quello corrispondente della scuola pubblica. Nel 1984, ultimo anno per

¹⁷ In Puglia, Basilicata, Calabria e Sicilia tali tassi si aggiravano intorno all'85%, nonostante l'obbligo scolastico per i primi 6 anni fosse stato introdotto alla fine del secolo precedente. Cfr Checchi in Rossi 1997.

cui abbiamo raccolto informazioni, la dimensione media delle classi nella scuola media pubblica era di 21.1 studenti, contro i 26.1 nella scuola privata. Come nel caso della scuola elementare, si registra una progressiva scomparsa del fenomeno delle ripetenze, e la progressiva minor selettività della scuola media è testimoniata dalla crescita del rapporto tra promossi e iscritti all'esame di terza media. Che questo probabilmente risponda a direttive ministeriali è suggerito dalla ridotta variabilità interregionale dello stesso indicatore.

Considerando infine gli indicatori relativi alla scuola media superiore nella figura 9, si nota come il processo di allargamento nella partecipazione scolastica sia sfasato di circa un decennio rispetto a quello della scuola media inferiore. Gli effetti della riforma del 1962 si notano nella crescita del tasso di partecipazione, poiché gli iscritti alle superiori sono il 37.9% nel 1970, il 48.7% nel 1980 e il 61.2% nel 1988. Nonostante l'aumento delle iscrizioni, il rapporto studenti/insegnanti mostra un trend decrescente, grazie alle massicce immissioni in ruolo tra il 1972 ed il 1974. A differenza della scuola dell'obbligo, la quota delle scuole private supera il 20% e presenta degli standard migliori in termini del rapporto studenti/insegnanti. La selettività della scuola secondaria non sembra invece ridursi, poiché il tasso di ripetenza (che è il limite inferiore del tasso di bocciatura, la differenza essendo rappresentata dagli abbandoni) presenta un trend prima decrescente e poi crescente. Complessivamente la scuola secondaria sembra caratterizzata da persistenti differenziali regionali, in quanto non si riscontra un restringimento della fascia di variazione intorno alla media nazionale (tranne nel caso del personale docente).

Riassumendo, l'andamento dei diversi indicatori di qualità scolastica nei diversi ordini di scuola presenta alcune caratteristiche comuni: un aumento dei tassi di partecipazione scolastica, una riduzione del numero di alunni per docente, una crescita tendenziale della dimensione degli istituti scolastici, una riduzione del grado di selettività ed un peso ridotto ma costante della scuola privata. Nell'analisi seguente sfrutteremo la variabilità di queste informazioni sia nel tempo che tra le regioni, e la scuola elementare sembra essere la struttura scolastica che garantisce una maggior variabilità, e quindi un maggior potenziale esplicativo.

3.3 – Alcuni indicatori sintetici della qualità dell'istruzione

Una volta individuati gli indicatori possibili della qualità dell'istruzione, occorre porsi la domanda di come legare l'indicatore di qualità (identificato secondo la regione/anno/livello di scuola) all'individuo. Abbiamo già discusso l'ipotesi secondo la quale l'attribuzione alla regione avvenga secondo il principio della regione di nascita. In linea di principio, al di là delle ripetenze, anche l'attribuzione dell'ordine di scuola è facilmente attuabile. Consideriamo un esempio: un individuo nato nel 1945 ha frequentato la scuola materna tra il 1948 ed il 1951, la scuola elementare tra il 1951 ed il 1956, la scuola media tra il 1956 ed il 1958 ed eventualmente la scuola superiore tra il 1958 ed il 1963. Per definire la qualità dell'istruzione ricevuta usiamo la media nel periodo degli indicatori proposti in tabella 8. In altre parole, agli indicatori originari vanno sostituite delle medie mobili condizionate all'anno di nascita degli individui. Poiché conosciamo il titolo massimo di studio posseduto, possiamo ricostruire la qualità dell'istruzione ricevuta da ciascun individuo.

A ben riflettere, però, la qualità dell'istruzione rilevante non si può limitare all'ultimo tipo di scuola frequentato, ma deve coinvolgere l'intero sistema scolastico regionale, dalla scuola materna alla scuola secondaria. Si pensi ad esempio alla scelta di continuare a studiare oltre la scuola dell'obbligo. Su questa scelta incide non soltanto la qualità della scuola frequentata, ma anche la qualità (attesa) della scuola superiore. Di conseguenza, abbiamo costruito degli indicatori di qualità aggregati, ottenuti come media ponderata degli indicatori scolastici per ogni ordine di scuola, dalla materna alla secondaria.¹⁸ Per evitare il moltiplicarsi delle variabili, abbiamo effettuato questa ricostruzione per coorti quinquennali di nascita, attribuendo a ciascun individuo la media degli indicatori qualitativi potenzialmente sperimentabili (o effettivamente sperimentati) dalla sua coorte, calcolati secondo lo schema riportato in tabella 10. Gli indicatori sono calcolati secondo le definizioni riportate in tabella 11 e sono descritti nella figura 10.¹⁹ Essi non sono indicizzati all'anno in cui vengono misurati, ma all'anno di nascita della coorte per la quale diventano rilevanti.

Tabella 10 – Indicatori della qualità scolastica per coorte di nascita

<i>coorte</i>	<i>individui nati nel</i>	<i>dati relativi alla scuola materna</i>	<i>dati relativi alla scuola elementare</i>	<i>dati relativi alla scuola media</i>	<i>dati relativi alla scuola superiore</i>
1	1941-45	1946-48-50	1948-50-52-54-56	1952-54-56-58	1956-58-60-62-64
2	1946-50	1950-52-54-56	1952-54-56-58-60	1958-60-62-64	1960-62-64-66-68
3	1951-55	1954-56-58-60	1958-60-62-64-66	1962-64-66-68	1966-68-70-72-74
4	1956-60	1960-62-64-66	1962-64-66-68-70	1968-70-72-74	1970-72-74-76-78
5	1961-65	1964-66-68-70	1968-70-72-74-76	1972-74-76-78	1976-78-80-82-84
6	1966-70	1970-72	1972-74-76-78-80	1978-80-82-84	1980-82-84-86-88

Nota: l'anno si riferisce all'anno di inizio dell'anno scolastico (per esempio: 1946 indica l'anno scolastico 1946-47, e così via)

¹⁸ Nell'analisi di regressione abbiamo anche provato a rimpiazzare gli indicatori aggregati con indicatori riferiti alla sola scuola dell'obbligo (scuola elementare e media inferiore), ma i risultati non si sono rivelati molto dissimili, e abbiamo quindi preferito attenerci nella presentazione agli indicatori di qualità nella loro versione più generale.

¹⁹ A differenza di quanto indicato nel testo ed utilizzato nelle regressioni (medie quinquennali corrispondenti alle coorti di nascita), nel caso della figura 10 abbiamo calcolato gli indicatori sintetici per ogni biennio di nascita degli individui, attribuendo ad esso la qualità dell'anno centrale dell'ordine di scuola potenzialmente sperimentato.

Tabella 11 – Gli indicatori aggregati della qualità dell’istruzione
potenzialmente ottenibile – Italia 1940-70

<i>nome variabile</i>	<i>Derivazione</i>	<i>Definizione</i>
G0	$(k0+p0+l0+s0)/4$	aggregato: tasso di partecipazione (media non ponderata)
G1	$(k0*k1+p0*p1+l0*l1+s0*s1)/(k0+p0+l0+s0)$	aggregato: studenti per insegnante – media ponderata con tassi di iscrizione
G2	$(k0*k1+p0*p1+l0*l1+s0*s1)/(k0+p0+l0+s0)$	aggregato: studenti per scuola – media ponderata con tassi di iscrizione
G3	$(k0*k1+p0*p1+l0*l1+s0*s1)/(k0+p0+l0+s0)$	aggregato: studenti per classe – media ponderata con tassi di iscrizione
G4	$(k0*k1+p0*p1+l0*l1+s0*s1)/(k0+p0+l0+s0)$	aggregato: quota di scuole private – media ponderata con tassi di iscrizione
G5	$(p0*p1+l0*l1+s0*s1)/(p0+l0+s0)$	aggregato: insegnanti non di ruolo/insegnanti di ruolo – media ponderata con tassi di iscrizione
G6	$(p0*p1+l0*l1+s0*s1)/(p0+l0+s0)$	aggregato: studenti per classe – scuola privata – media ponderata con tassi di iscrizione
G7	$(p0*p8+l0*(1-l8)+s0*s8)/(p0+l0+s0)$	aggregato: tasso di selettività della scuola – scuola pubblica – media ponderata con tassi di iscriz.

Osservando la figura 10 si nota come gli indicatori aggregati confermino le impressioni generali riportate alla chiusura del paragrafo precedente: crescita nella partecipazione scolastica, diminuzione degli studenti per insegnante e della dimensione delle classi nella scuola pubblica (a seguito del doppio effetto dell’aumento dell’iscrizione e della immissione in ruolo di nuovi insegnanti), sostanziale stabilità della quota delle scuole private e degli standard didattici delle stesse (misurato dalla dimensione media delle classi) e riduzione della selettività (per come misurata dal tasso di bocciatura).

Se consideriamo le statistiche descrittive di queste variabili riportate in tabella 12, notiamo come i valori estremi si osservino ad inizio del periodo campionario (cioè relativamente alle generazioni nate all’inizio degli anni 40), con una polarizzazione tra qualità migliore registrata nelle regioni centro-settentrionali (più elevati tassi di partecipazione, minor dimensione delle classi e delle scuole, minor numero degli studenti per insegnanti) e qualità peggiore nelle regioni meridionali (e segnatamente in Sardegna).

Tabella 12 – Statistiche descrittive degli indicatori aggregati della qualità
dell’istruzione potenzialmente ottenibile – Italia – coorti nate nel periodo 1940-70

<i>nome variabile</i>	<i>Definizione</i>	<i>media</i>	<i>Deviazione standard</i>	<i>valore minimo</i>	<i>valore massimo</i>
G0	tasso di partecipazione	61.84%	15.16	0.32 (Basilicata 1942)	0.88 (Piemonte 1960)
G1	studenti per insegnante	20.96	4.91	13.28 (Umbria 1968)	38.92 (Sardegna 1942)
G2	studenti per scuola	202.29	58.13	80.22 (Valle d’Aosta 1942)	351.68 (Puglia 1946)
G3	studenti per classe	25.97	6.41	17.78 (Umbria 1968)	49.65 (Sardegna 1942)
G4	quota di scuole private	22.30	6.01	0.08 (Basilicata 1952)	0.40 (Liguria 1946)
G5	insegnanti non di ruolo/ruolo	88.67	72.50	0.10 (Abruzzo Molise 1968)	6.70 (Basilicata 1950)
G6	studenti per classe – scuola privata	25.70	2.06	19.24 (Umbria 1956)	31.02 (Puglia 1942)
G7	selettività (tasso di bocciatura)	9.90%	4.61	2.99 (Umbria 1970)	25.48 (Sardegna 1944)

4. L'analisi empirica

Nell'analisi empirica condotta in questo paragrafo, seguiamo l'impostazione di Card e Krueger [1992] ed utilizziamo i dati disponibili per esaminare la relazione tra indicatori della qualità della scuola e benefici monetari nel mercato del lavoro. Sulla base della discussione condotta nel paragrafo 2, presentiamo i risultati sia delle stime del modello di Card e Krueger (d'ora in poi Modello 1), che consiste delle equazioni [5] e [6], sia della generalizzazione di tale modello suggerita da Heckman e associati (d'ora in poi Modello 2), che corrisponde a [7]-[8]. Ai fini di questo lavoro, siamo particolarmente interessati all'effetto del numero relativo di studenti per docente G_1 (il cosiddetto *pupil/teacher ratio* nel linguaggio anglosassone) sulle retribuzioni individuali e sui rendimenti marginali dell'istruzione. Di conseguenza, presentiamo i risultati ottenuti con indicatori diversi nell'appendice, e concentriamo la nostra attenzione nel testo sugli effetti di G_1 .

Il vettore dei controlli individuali X utilizzato in tutti i modelli stimati include le seguenti variabili: il genere, lo stato civile, le dummies per la dimensione del comune di residenza, l'esperienza lavorativa potenziale ed il suo quadrato e le dummies relative all'anno di effettuazione dell'indagine. Come già documentato nel precedente paragrafo, le regioni di nascita sono 10 e quelle di residenza 5, corrispondenti alle 5 macroaree del paese (Nordovest, Nordest, Centro, Sudovest e Sudest). Fa eccezione il modello 2, basato su [7] e [8], per il quale le regioni di residenza sono 3 (Nord, Centro, Sud), al fine di ridurre il già elevato numero di dummies stimate.

In entrambi i modelli includiamo anche una misura media del background familiare nella coorte e nella regione di nascita, basata sul livello di istruzione più elevato raggiunto dai genitori, e calcolata in base ai dati del 1998²⁰. Inoltre, aggiungiamo alle dummies annuali anche le dummies per la coorte di nascita, per la regione di nascita e per la regione di residenza. Nel primo stadio compaiono variabili esplicative con un diverso livello di aggregazione rispetto alle retribuzioni individuali, che costituiscono la variabile dipendente. Di conseguenza, correggiamo gli errori standard delle stime assumendo indipendenza tra clusters ma dipendenza delle osservazioni all'interno di ciascun cluster²¹. Infine, per ciascun modello utilizziamo stime pesate con i pesi di riporto alla popolazione, il che consente di applicare i nostri risultati non solo al nostro campione ma alla popolazione italiana²².

Nella loro analisi empirica del modello 1, Card e Krueger utilizzano nel primo stadio [5] interazioni tra anni di istruzione, coorte, regione di nascita e regione di residenza. I parametri associati a tali interazioni sono rispettivamente δ e ρ . La Tabella 13 mostra i valori medi stimati di questi parametri

²⁰ Abbiamo sperimentato su un campione ridotto, dal 1993 al 1998, regressioni che includono tra i regressori degli indicatori individuali del background familiare. I risultati sono disponibili dagli autori su richiesta.

²¹ Per i problemi relativi al fenomeno dei clusters si veda Moulton [1990].

²² I pesi utilizzati sono definiti dalla variabile PESOFL, disponibile per ciascun anno dell'Indagine SHIW.

per le diverse coorti. Si notano due cose di particolare interesse: primo, il rendimento marginale complessivo dell'istruzione, $(\delta + \rho)$, mostra un chiaro trend discendente, che si acuisce nel caso delle due coorti più giovani; secondo, la componente associata alla regione di residenza, che raccoglie gli effetti dei mercati locali del lavoro, ha un peso predominante rispetto alla componente associata alla regione di nascita.

Tabella 13. Valori medi stimati nelle regressioni del primo stadio dei parametri δ e ρ , per coorte.

<i>Coorte</i>	δ	ρ	$\delta + \rho$
1941-45	0.009	0.078	0.087
1946-50	-0.001	0.076	0.076
1951-55	-0.039	0.113	0.074
1956-60	0.016	0.066	0.082
1961-65	0.008	0.050	0.057
1966-70	-0.040	0.079	0.039

Rispetto al modello di Card e Krueger, il modello 2 introduce esplicitamente nel secondo stadio le dummies di interazione tra coorte e regione di residenza ed interazioni tra regione di nascita e di residenza. Sia il modello 1 che il modello 2 consentono di stimare anche l'impatto di G_1 su v_{cs} in [6b] e v_{crs} in [8b] in modo analogo a quanto fatto nelle equazioni [6b] e [8b] per quanto riguarda i rendimenti dell'istruzione.

Utilizzando le stime del primo stadio del modello 2, possiamo rappresentare graficamente la relazione che intercorre tra δ_{crs} , il coefficiente che misura il rendimento marginale dell'istruzione associato alla regione di nascita e di residenza, e G_1 , il rapporto medio studenti-docenti. Come illustrato nella Figura 11, non emerge in modo chiaro una relazione sistematica tra queste due variabili. Va sottolineato, tuttavia, che il rendimento marginale dell'istruzione δ_{crs} può essere influenzato anche da altri fattori, quali ad esempio le condizioni del mercato del lavoro locale, che a loro volta possono variare per coorte di nascita. L'analisi condizionata a tali fattori non può essere condotta a livello grafico, ma richiede una stima econometrica.

Mentre abbiamo sperimentato definizioni diverse delle retribuzioni individuali, la retribuzione annua e quella oraria, nella presentazione dei risultati consideriamo soltanto il caso in cui la variabile dipendente sia la retribuzione annua lorda. Le regressioni riportate in Appendice includono una alla volta sette tra le misure della qualità scolastica illustrate nel paragrafo precedente: 1) la percentuale media di iscritti al sistema di scuola primario e secondario nella coorte e regione di nascita; 2) il numero medio di studenti per scuola (pubblica) nella coorte e regione di nascita; 3) il numero medio di studenti per classe nella scuola (pubblica) nella coorte e regione di nascita; 4) la percentuale di scuole private nella coorte e regione di nascita; 5) la percentuale di docenti precari nella coorte e regione di nascita; 6)

il numero medio di studenti per classe nella scuola (privata) nella coorte e regione di nascita; 7) la percentuale di studenti ripetenti.

La Tabella 14 invece presenta il coefficiente stimato della variabile G_1 nelle regressioni in cui la variabile dipendente è rispettivamente v (*intercetta*) e δ (*inclinazione*). Mentre il primo coefficiente misura l'effetto del numero medio di studenti per docente sul livello delle retribuzioni, per ogni livello di istruzione raggiunto, il secondo coefficiente cattura l'effetto di G_1 sul rendimento dell'istruzione, al netto dagli effetti dovuti al mercato del lavoro locale. Nelle righe successive delle tabelle viene poi specificata la presenza o assenza di variabili dummy e di loro combinazioni.

Ci sono due risultati principali. Primo, l'effetto sul livello delle retribuzioni è positivo in entrambi i modelli stimati, ma mai significativamente diverso da zero. Secondo, l'effetto sul rendimento marginale dell'istruzione è negativo e significativo in entrambi i modelli, e con un coefficiente pari a -0.009 . Osserviamo inoltre come la variabile che misura il background familiare per coorte e regione di nascita non attragga mai un coefficiente significativo²³. Si ricordi che il modello 2 può essere considerato come una generalizzazione del modello 1, in quanto include tra i regressori nel secondo stadio le interazioni tra regione di nascita e di residenza. Per queste ragioni preferiamo in quanto segue concentrare i nostri commenti sui risultati di quest'ultimo modello²⁴.

Tabella 14. Effetto stimato del numero medio di studenti per docente sul livello delle retribuzioni (intercetta) e sul rendimento dell'istruzione (inclinazione). Variabili dipendenti: δ e v .

	<i>Modello 1</i>	<i>Modello 2</i>
Intercetta v	0.075 (0.044)	0.135 (0.115)
Inclinazione δ	-0.009* (0.004)	-0.009* (0.004)
Effetti di coorte	Sì	Sì
Effetti regione nascita	Sì	Sì
Effetti regione residenza	Sì	Sì
Coorte \times regione di residenza	No	Sì
Regione nascita \times regione residenza	No	Sì
Indicatore del background familiare nella regione di nascita	Sì	Sì

Nota: due asterischi ed un asterisco indicano rispettivamente quando il coefficiente stimato è significativamente diverso da zero al livello di confidenza dell'1% e del 5%. Errori standard tra parentesi.

A fini comparativi, il coefficiente che stima l'impatto di G_1 è trasformabile nella variazione del rendimento percentuale di un anno di istruzione a fronte di una variazione percentuale di G_1 moltiplicandolo per 20.9, la media campionaria del rapporto studenti/docenti. Troviamo che un

²³ I coefficienti stimati non sono riportati per ragioni di spazio.

²⁴ I nostri risultati non cambiano se le dummies della regione di residenza sono sostituite con il tasso di disoccupazione regionale.

aumento di un punto percentuale di tale rapporto riduce il rendimento percentuale dell'istruzione di **-0.188%** (come risultato di -0.009×20.9). Ciò significa che un anno di istruzione in più maturato in un sistema scolastico caratterizzato da un maggior numero di studenti per docente "rende" nel mercato del lavoro circa lo 0.2% in meno. Si tratta di un valore decisamente piccolo se paragonato a quanto trovato dalla letteratura americana. Tale elasticità è infatti pari a **-1.37** in Card e Krueger [1992] e ad un valore tra **-1.07** e **-1.81** in Heckman e associati [1997].

Sembra quindi che nel contesto italiano una riduzione del numero di studenti per docente abbia un effetto positivo sul rendimento marginale di un anno di istruzione, ma che l'entità di tale effetto sia alquanto ridotta rispetto a quanto trovato per gli Stati Uniti. Solo in parte, questa differenza può essere dovuta alla diversa definizione dell'indicatore di qualità. Card e Krueger, ad esempio, considerano soltanto le scuole elementari e medie (inferiori e superiori), mentre noi includiamo anche le scuole materne. All'effetto negativo del rapporto studenti/docenti sul rendimento dell'istruzione si accompagna un effetto positivo ma non significativo della stessa variabile sul livello delle retribuzioni. Questo risultato può essere spiegato con la presenza di correlazione positiva tra qualità scolastica, livello di istruzione ed abilità. In tal caso, quando aumenta la qualità scolastica individui relativamente più abili si auto-selezionano in livelli di istruzione più elevati, riducendo l'abilità e la produttività media di chi rimane con livelli di istruzione inferiore. Si tratta di un risultato coerente col modello di Card e Krueger descritto alla fine del secondo paragrafo.

L'appendice mostra come la relazione tra le altre variabili che misurano la qualità dell'istruzione, il livello delle retribuzioni ed il rendimento dell'istruzione sia raramente significativa. Nel complesso, non emergono delle regolarità degne di qualche nota. Sulla base di questi risultati, approfondiamo l'analisi del ruolo del rapporto tra studenti e docenti nelle seguenti direzioni: primo, aumentiamo la regressione che contiene G_1 con altri indicatori di qualità, quali la percentuale di ripetenti, la quota di insegnanti precari sul totale e la percentuale di studenti iscritti per regione e coorte; secondo, verifichiamo l'ipotesi se la relazione tra qualità scolastica, misurata dal rapporto studenti-docenti, e rendimento marginale dell'istruzione, dipenda dal background familiare medio nella coorte e regione di nascita. Tale ipotesi ipotizza che l'interazione tra l'indicatore del background familiare medio W_{bc} e G_1 sia significativa, in quanto sarebbero gli studenti con background migliori a trarre maggior giovamento dalla miglior qualità scolastica. Terzo, consideriamo la possibilità che la relazione tra G_1 e rendimenti dell'istruzione sia nonlineare, aggiungendo ai regressori il quadrato di G_1 . Quarto, interagiamo G_1 con le dummies di coorte, al fine di verificare se la relazione studiata vari in modo significativo con la coorte di nascita.²⁵ Quinto e ultimo, consideriamo soltanto le retribuzioni nel settore privato dell'economia.

²⁵ Un quinto ed ultimo esperimento che abbiamo condotto è stato il restringere le stime del primo stadio al solo settore privato dell'economia e ripetere le stime di tabella 14. I risultati non sono riportati nel testo per brevità in quanto non variano in modo significativo.

Il primo esperimento, illustrato nella Tabella 15, mostra come il coefficiente associato a G_1 non vari in modo significativo con l'inclusione di altri indicatori di qualità. Un risultato interessante evidenziato nelle colonne (3) e (4) della tabella è la correlazione negativa e significativa tra la quota relativa di insegnanti precari sul totale degli insegnanti G_5 ed il rendimento marginale di un anno di istruzione δ . Non è il caso, tuttavia, di enfatizzare troppo questo risultato. Come mostra infatti l'ultima riga della tabella, non possiamo mai evitare di rigettare l'ipotesi che gli indicatori aggiuntivi di qualità scolastica siano congiuntamente eguali a zero.

Tabella 15. Modello 2 aumentato con indicatori addizionali di qualità scolastica.
Variabile dipendente δ .

	(1)	(2)	(3)	(4)
G_1	-0.009* (0.004)	-0.008 (0.004)	-0.010 (0.005)	-0.010 (0.007)
G_5	-	-0.055 (0.045)	-0.096* (0.044)	-0.096* (0.045)
G_4	-	-	-1.003 (0.758)	-0.955 (0.898)
G_8	-	-	-	0.221 (1.701)
R^2	0.799	0.802	0.806	0.806
Test (p-value)		0.165	0.077	0.228

Nota: due asterischi ed un asterisco indicano rispettivamente quando il coefficiente stimato è significativamente diverso da zero al livello di confidenza dell'1% e del 5%. Errori standard tra parentesi. Test (p-value) è il valore di probabilità del test che gli indicatori addizionali di qualità siano congiuntamente diversi da zero.

I risultati degli altri esperimenti sono descritti nella Tabella 16. Non troviamo evidenza né di interazione significativa tra rapporto studenti/docenti e background familiare nella regione e per la coorte di nascita né di effetti nonlineari di G_1 sui rendimenti marginali dell'istruzione δ . Troviamo inoltre che l'effetto di G_1 varia con la coorte di nascita e sia positiva e significativa per la coorte più giovane. Questo risultato suggerisce che una riduzione del rapporto studenti/docenti possa avere avuto effetti addirittura *negativi* sulle retribuzioni degli individui nati tra il 1966 e il 1970.

Tabella 16. Interazioni, nonlinearità ed effetti di coorte nella relazione tra rendimenti marginali dell'istruzione e G_1 . Modello 2.

	(1)	(2)	(3)	(4)
G_1	-0.009*	-0.011	-0.011	-0.004
	(0.004)	(0.043)	(0.048)	(0.006)
$G_1 \times W_{bc}$	-	0.001	0.001	-
		(0.022)	(0.020)	
$G_1 \times G_1$	-	-	0.000	-
			(0.001)	
$G_1 \times \text{Cohort 2}$	-	-	-	0.016
				((0.009)
$G_1 \times \text{Cohort 3}$	-	-	-	0.003
				(0.007)
$G_1 \times \text{Cohort 4}$	-	-	-	-0.009
				(0.013)
$G_1 \times \text{Cohort 5}$	-	-	-	0.009
				(0.013)
$G_1 \times \text{Cohort 6}$	-	-	-	0.060*
				(0.016)
R^2	0.799	0.799	0.799	0.842

Nota: due asterischi ed un asterisco indicano rispettivamente quando il coefficiente stimato è significativamente diverso da zero al livello di confidenza dell'1% e del 5%. Errori standard tra parentesi.

L'utilizzo di G_1 , una misura aggregata della qualità scolastica, può essere eccessivamente restrittivo, in quanto la qualità dei vari ordini di scuola può incidere in modo diverso sul rendimento dell'istruzione. Nella Tabella 17 presentiamo i risultati delle stime quando tale misura è rimpiazzata da indicatori relativi ai quattro tipi di scuola, la scuola materna (K), la primaria (P), la media inferiore (L) e la secondaria (S). Da queste stime emerge in modo abbastanza chiaro l'importanza relativa dal rapporto tra studenti e docenti nella scuola media inferiore rispetto agli altri tipi di scuola. Va notato, tuttavia, come le differenze tra i parametri stimati non siano significative, a causa della scarsa precisione delle stime, in parte dovuta alla forte correlazione tra le variabili esplicative.

Tabella 17. Effetto stimato di studenti per docente sul rendimento dell'istruzione per tipo di scuola.

Variabile dipendente: rendimento marginale dell'istruzione δ . Modello 1

K	-0.005
	(0.005)
P	0.009
	(0.016)
L	-0.055
	(0.031)
S	0.028
	(0.031)
Effetti di coorte	Sì
Effetti regione nascita	Sì
Effetti regione residenza	Sì
Indicatore del background familiare nella regione di nascita	Sì
R^2	0.812

Nota: due asterischi ed un asterisco indicano rispettivamente quando il coefficiente stimato è significativamente diverso da zero al livello di confidenza dell'1% e del 5%. Errori standard tra parentesi.

L'impiego di una misura aggregata come G_1 può essere associato ad un'idea di qualità potenziale a disposizione di individui nati in un certo periodo ed in una certa regione, che copre l'intero sistema scolastico, fatta eccezione per l'università. In realtà, si può obiettare che quello che conta è la qualità della scuola effettivamente frequentata. A tal fine, modifichiamo il modello 2 inserendo nelle stime del primo stadio un ulteriore insieme di interazioni, che consenta di distinguere tra rendimenti marginali dell'istruzione fino al completamento della scuola dell'obbligo e rendimenti associati alla scuola superiore e all'università. Otteniamo così due gruppi di parametri δ , uno relativo ai rendimenti marginali dell'istruzione fino alla scuola media inferiore ed uno relativo alla scuola successiva al completamento dell'obbligo scolastico. Nelle stime del secondo stadio, associamo a ciascun gruppo di parametri una diversa misura di qualità, G_{m1} e G_1 . Mentre la prima misura si riferisce al rapporto medio studenti /docenti fino al completamento della scuola dell'obbligo, la seconda misura include nel calcolo di tale rapporto medio anche la scuola secondaria superiore. Limitando la nostra attenzione all'effetto dell'indicatore di qualità sui rendimenti marginali dell'istruzione, troviamo che tale effetto è pari a **-0.011** (0.006) nel caso di individui con la sola licenza media e pari a **-0.010** (0.004) nel caso di individui che hanno completato la scuola secondaria superiore²⁶. Questa evidenza suggerisce due conclusioni: primo, non ci sono differenze significative nell'effetto della qualità scolastica su individui con diversi livelli di istruzione; secondo, l'utilizzo di misure effettive e potenziali della qualità scolastica genera effetti molto simili sul rendimento marginale dell'istruzione.

La qualità del sistema scolastico ha effetti non soltanto sui rendimenti dell'istruzione ma anche sul titolo di studio conseguito. Al fine di valutare l'impatto sul livello di istruzione raggiunto, stimiamo dei modelli con probit ordinate in cui la variabile dipendente è il titolo di studio conseguito e le variabili esplicative sono quelle già utilizzate nelle regressioni precedenti (con riferimento al modello 1).²⁷ La Tabella 18 mostra i risultati delle nostre stime. Poiché il conseguimento del titolo di studio può essere considerato predeterminato rispetto al settore di occupazione, in queste regressioni abbiamo incluso anche i lavoratori autonomi, casalinghe e pensionati, raggiungendo così una dimensione campionaria pari a 37.053 individui (avendo escluso coloro che avevano meno di 30 anni al momento dell'intervista, per permettere il conseguimento della laurea).

²⁶ L'errore standard è riportato tra parentesi.

²⁷ I controlli individuali includono: genere, dummies relative a regione di nascita, coorte, macroregione di residenza e titolo di studio mediano nella regione di nascita. Abbiamo anche utilizzato un campione ristretto (indagini relative al 1993-95-98) in cui abbiamo incluso dummies relative a titolo di studio e condizione occupazionale di padre e madre (stime disponibili dagli autori). Tuttavia, a differenza che nelle procedure precedenti qui abbiamo seguito una procedura ad un unico stadio, inserendo i dati di qualità scolastica direttamente nelle regressioni (vedi equazione [3]).

Tabella 18. Effetto stimato della qualità scolastica sulla probabilità di conseguire titoli di studio più elevati. Modello ordered probit – pesi: PESOFL
Variabile dipendente: massimo titolo di studio conseguito.

	G_0	G_1	G_2	G_3	G_4	G_5	G_6	G_7
Indicatore di qualità	0.619	-0.018**	-0.001*	-0.008**	1.279	-0.074	-0.036**	-1.142
Effetti di coorte	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si
Effetti regione nascita	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si
Effetti regione residenza	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si
Ind. background familiare nella regione di nascita	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si
pseudo R^2	0.036	0.036	0.036	0.036	0.036	0.036	0.036	0.036

Nota: due asterischi ed un asterisco indicano rispettivamente quando il coefficiente stimato è significativamente diverso da zero al livello di confidenza dell'1% e del 5%. G_0 : percentuale di iscritti; G_1 : rapporto studenti /docenti; G_2 : studenti per scuola; G_3 : studenti per classe, scuola pubblica; G_4 : quota di scuole private; G_5 : docenti precari/docenti di ruolo; G_6 : studenti per classe, scuola privata; G_7 : tasso di bocciatura nella scuola.

Emerge come la probabilità di conseguire un titolo di studio più elevato tenda ad aumentare nelle regioni in cui la partecipazione scolastica (G_0) è maggiore.²⁸ Tale risultato può essere spiegato da norme sociali diverse, che sono influenzate dal tasso di partecipazione collettivo ed influenzano le decisioni individuali. Troviamo inoltre come un più alto rapporto tra studenti e docenti (G_1) disincentivi il conseguimento di livelli di studio più elevati. Di segno analogo, seppur di entità inferiore, è l'effetto esercitato dalla dimensione media delle classi (G_3), che tende ad essere maggiore in presenza di scuole private. Da ultimo si riscontra come una più elevata presenza di docenti precari (G_5) sia correlata (in modo però non significativo nella specificazione attuale) con una minor probabilità di conseguire maggior istruzione, il che potrebbe suggerire che la maggior presenza di insegnanti precari “scoraggi” le famiglie nella prosecuzione degli studi scolastici dei propri figli.²⁹

Abbiamo infine voluto analizzare gli eventuali effetti della qualità della formazione scolastica ricevuta sulla probabilità di ingresso nell'occupazione, sia essa di tipo dipendente o autonomo. Mantenendo le stesse restrizioni campionarie precedenti (ovvero tutte le persone che avevano almeno 30 anni al momento della rilevazione)³⁰ ed ammettendo che la probabilità d'impiego sia correlata con il tasso di disoccupazione esistente nella regione di residenza al momento dell'intervista, in tabella 19 riportiamo la stima degli effetti residui della qualità dell'istruzione scolastica ricevuta. Si tratta ovviamente di effetti aggiuntivi dal momento che controlliamo direttamente per la quantità di istruzione scelta, la quale in generale esercita un ruolo positivo sulla probabilità di impiego: un anno aggiuntivo di

²⁸ Tale effetto è infatti positivo e statisticamente positivo quando si usi come variabile dipendente il numero di anni di scuola conseguiti in una regressione con i minimi quadrati ordinari.

²⁹ Qualora infatti si interagiscano le variabilità di qualità con l'istruzione dei propri genitori (operazione possibile solo per il sottocampione relativo alle indagini 1993-95-98), si nota infatti che questa variabile apporta un contributo negativo e molto significativo. Stime disponibili a richiesta.

³⁰ In questo caso i controlli individuali includono: genere, istruzione, esperienza lavorativa (lineare e al quadrato), stato familiare (coniugato o meno), casalinga, dimensione del comune di residenza, dummies relative a regione di nascita, coorte, macroregione di residenza e titolo di studio mediano nella regione di nascita.

istruzione fa crescere la probabilità di impiego di 3-4 punti percentuali. Dalla tabella notiamo che diversi indicatori (G_1, G_2, G_3, G_6) hanno degli effetti controintuitivi sulla probabilità di impiego, in quanto una peggior qualità dell'istruzione migliora la probabilità d'impiego. Per contro altri indicatori (specificamente G_0, G_5 e negativamente G_4) tendono a modificare l'impatto dell'istruzione sull'occupabilità: individui che provengano da regioni dove elevata è la partecipazione scolastica, elevata è la quota di insegnanti precari o bassa è la quota di scuole private³¹ vedrebbero potenziato l'effetto della loro istruzione sulle probabilità di impiego. È interessante osservare che l'indicatore di qualità complessivamente più significativo è grado di selettività G_7 , che presenta un effetto positivo in termini di intercetta e negativo in termini di pendenza.. Entrambi i risultati potrebbero suggerire che il mercato del lavoro sia più che altro attento agli effetti di segnalazione che provengono dal contesto scolastico degli individui: una maggior selettività della scuola favorisce di per se stessa l'occupabilità degli individui, anche se coloro che sono più scolarizzati vengono penalizzati in termini relativi.

Tabella 19. Effetto stimato della qualità scolastica sulla probabilità di conseguire una occupazione – Modello probit stime di massima verosimiglianza - Variabile dipendente: essere occupato

	G_0	G_1	G_2	G_3	G_4	G_5	G_6	G_7
Indicatore di qualità (livello)	0.243	0.022**	0.001**	0.016**	-0.825	0.060	0.032**	3.83**
Qualità × istruzione	0.036**	-0.000	0.000*	-0.000	-0.058*	0.009**	0.001	-0.137**
Istruzione (anni di scuola)	0.081	0.038**	0.013	0.034**	0.043**	0.018**	-0.003	0.046**
Effetti di coorte	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si
Effetti regione nascita	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si
Effetti regione residenza	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si
Ind. background familiare nella regione di nascita	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si
Tasso di disoccupazione regione/anno di residenza	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si
pseudo R^2	0.292	0.293	0.295	0.295	0.292	0.293	0.293	0.293

Nota: i coefficienti riportati indicano l'effetto marginale di una variazione della variabile indipendente sulla probabilità di conseguire uno stato di occupazione. Le stime del modello probit tengono conto del clustering degli errori e della possibilità di eteroschedasticità negli stessi (stimatore di Hubert-White). Due asterischi ed un asterisco indicano rispettivamente quando il coefficiente stimato è significativamente diverso da zero al livello di confidenza dell'1% e del 5%. G_0 : percentuale di iscritti; G_1 : rapporto studenti /docenti; G_2 : studenti per scuola; G_3 : studenti per classe, scuola pubblica; G_4 : quota di scuole private; G_5 : docenti precari/docenti di ruolo; G_6 : studenti per classe, scuola privata; G_7 : tasso di bocciatura nella scuola.

5. Discussione

Nel corso di circa trent'anni, l'intervallo coperto dalle coorti considerate in questo lavoro, il rapporto studenti/docenti è diminuito del 32%, da 22.2 a 15.47. In base alle nostre stime, tale riduzione è equivalente ad un aumento del rendimento percentuale di un anno di istruzione pari al 6.0% (-

³¹ Che quindi verrebbero interpretate dal mercato come segnale di bassa qualità. Questa per altro è la tesi sostenuta in Bertola-Checchi 2001.

0.009*20.9*32). Se applichiamo questo incremento ad un rendimento medio del 7%, otteniamo un valore approssimato del 7.42%. Si tratta di una variazione alquanto limitata, a fronte del massiccio investimento finanziario (pubblico) per singolo studente.

Una valutazione economica più articolata della riduzione osservata nel numero di studenti per docente richiede tuttavia che vengano presi in considerazione anche l'insieme dei possibili benefici di tale importante mutamento, inclusi gli effetti sul livello delle retribuzioni e sugli anni di istruzione³². Utilizziamo quindi la relazione [7]³³, che mostra come l'incremento delle retribuzioni si componga di tre effetti: un aumento della scolarità, una variazione dell'intercetta e una variazione della pendenza nella relazione loglineare tra anni di istruzione e reddito. In simboli

$$\Delta Y = \left[\frac{\partial \delta}{\partial G_1} \bar{E} + \frac{\partial v}{\partial G_1} + \bar{\delta} \frac{\partial E}{\partial G_1} \right] \cdot \Delta G_1 \quad [9]$$

dove $\bar{\delta}$ ed \bar{E} sono rispettivamente il valore medio del rendimento stimato δ e degli anni di istruzione E . Il primo membro in parentesi quadre a destra del segno di eguale misura l'impatto della variazione di G_1 sui rendimenti stimati dell'istruzione; il secondo membro misura l'impatto di tale variazione sull'intercetta stimata e l'ultimo termine cattura l'effetto sugli anni di istruzione. Il primo ed il terzo membro sono pesati rispettivamente con il valore medio degli anni di istruzione e dei rendimenti dell'istruzione.

Per valutare in modo semplice di quanto sarebbero aumentati gli anni di studio effettivamente completati, abbiamo ristimato il modello di determinazione delle scelte scolastiche con i minimi quadrati ordinari, utilizzando come variabile dipendente il numero di anni di scuola corrispondenti al titolo di studio conseguito. Tuttavia tale stima è meno precisa della precedente, e il coefficiente di nostro interesse (G_1) ha una significatività inferiore (il p-value associato è pari a 0.12). Da tale stima, i cui risultati sono presentati nella Tabella 20, si evince come una riduzione del 10% del rapporto studenti/docenti sia associata ad un aumento degli anni di scuola completati pari a meno di un decimo di anno nella media del campione (ottenuto come $-0.039 \cdot \Delta G_1 = -0.039 \cdot (-2.01) = 0.08$). Va notato come, a fronte di una riduzione effettiva di G_1 pari a circa il 30% nei trent'anni coperti dalle sei coorti del nostro campione, queste stime suggeriscano un incremento indotto negli anni scolastici appena superiore ad un quarto di anno scolastico.

³² Ai fini di questo esercizio ignoriamo tuttavia gli effetti sulla probabilità di occupazione, dal momento che le stesse dipendono a loro volta dal tasso di disoccupazione aggregato, e questo richiederebbe la costruzione di un modello di equilibrio generale.

³³ O analogamente la [5].

Tabella 20. Effetto stimato della qualità scolastica sulla domanda di istruzione Variabile dipendente: anni di scuola corrispondenti al titolo di studio posseduto.

Metodo di stima: OLS con pesi campionari e standard errors robusti all'eteroschedasticità.

	G_0	G_1	G_2	G_3	G_4	G_5	G_6	G_7
Indicatore di qualità	2.57	-0.039	-0.002	-0.013	1.85	-0.256	-0.085	0.48
Effetti di coorte	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si
Effetti regione nascita	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si
Effetti regione residenza	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si
Ind. background familiare nella regione di nascita	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si
pseudo R^2	0.088	0.088	0.088	0.088	0.088	0.088	0.088	0.088

Nota: due asterischi ed un asterisco indicano rispettivamente quando il coefficiente stimato è significativamente diverso da zero al livello di confidenza dell'1% e del 5%. G_0 : percentuale di iscritti; G_1 : rapporto studenti / docenti; G_2 : studenti per scuola; G_3 : studenti per classe, scuola pubblica; G_4 : quota di scuole private; G_5 : docenti precari/docenti di ruolo; G_6 : studenti per classe, scuola privata.

Se utilizziamo i valori stimati nella Tabella 14 e teniamo conto che la media campionaria degli anni di scuola per le coorti considerate è di 10.73 anni, otteniamo risultati contrastanti: mentre nel caso del Modello 1 abbiamo un aumento medio delle retribuzioni pari al 4.8%, calcolato come segue

$$\Delta Y = -2.01 \cdot [-0.009 \cdot 10.73 + 0.075 - 0.062 \cdot 0.039] = \frac{0.048}{0.134}^{34}$$

nel caso del Modello 2 abbiamo invece una diminuzione pari al 7.3% annuo, data da

$$\Delta Y = -2.01 \cdot [-0.009 \cdot 10.73 + 0.135 - 0.048 \cdot 0.039] = \frac{-0.073}{0.271}$$

La differenza, tuttavia, è soltanto apparente in quanto entrambe le variazioni stimate nel reddito da lavoro sono molto imprecise, come indicato dalle deviazioni standard sotto tali variazioni. Nella sostanza, la differenza nei risultati è indotta dalla differenza nell'effetto di G_1 sull'intercetta ν , che misura l'impatto dell'indicatore di qualità sul livello delle retribuzioni, dato il livello di istruzione. Anche nel caso in cui scegliessimo le stime del Modello 2, come abbiamo fatto nel resto del lavoro, una parola di cautela va spesa per ricordare che il coefficiente che cattura l'impatto di G_1 su ν è misurato in tale modello in modo molto impreciso.

Cosa possiamo dunque concludere dall'insieme delle nostre stime? Una questione rilevante da cui questo lavoro ha in parte preso le mosse è se i benefici economici associati al minor rapporto studenti / docenti possano essere considerati sufficienti a giustificare (in termini economici) l'impegno

³⁴ Il valore indicato sotto la variazione stimata è l'errore standard.

finanziario sostenuto dalla collettività al fine di finanziare la riduzione di tale rapporto. Nel complesso, le nostre stime non ci consentono di fare delle affermazioni sufficientemente forti sull'impatto complessivo di variazioni del rapporto studenti / docenti sulle retribuzioni individuali. Tuttavia, possiamo affermare con una certa sicurezza che tali variazioni hanno avuto un impatto significativo ma limitato sia sul rendimento di un anno ulteriore di istruzione sia sugli anni di istruzione completati.

In un contesto in cui i sistemi scolastici sono soggetti ad un giusto scrutinio, questa conclusione può sembrare ai più insoddisfacente ed incompleta. Ci sembra però di poter affermare che tale incompletezza sia dovuta più alla carenza di informazioni statistiche adeguate che a problemi di natura metodologica, che pur sussistono. Come sempre, decisioni informate richiedono analisi empiriche accurate e ripetute. Chi scrive si augura che questo primo studio sull'impatto economico della qualità dell'istruzione scolastica serva da stimolo e spunto per altri contributi, che consentano di chiarire ulteriormente una questione affrontata troppo spesso in termini emotivi oppure semplicemente rimossa nel dibattito politico ed accademico italiano.

6. Conclusioni

Anche in Italia, come negli Stati Uniti da molto tempo e in Europa di recente, il tema dell'istruzione è tornato ad occupare le prime pagine dei giornali. Da tempo si discute di una nuova riforma degli assetti scolastici, che renda la nostra scuola più competitiva nel contesto internazionale. La stessa università è sottoposta ad un esercizio di riforma dei curricula di portata non indifferente. Migliorare la qualità della scuola è diventata davvero una priorità (cfr. Ministero dell'Istruzione, dell'Università e della Ricerca [2001]), anche alla luce dei recenti risultati del progetto PISA (*Programme for International Student Assessment*) dell'OCSE, che dipinge un quadro a dir poco allarmante del nostro sistema scolastico. Molti sono pronti a condividere questa priorità, ma poco è stato fatto nel nostro paese finora per cercare di valutare in modo spassionato quali siano i vantaggi economici di una migliore qualità dell'istruzione.

Questo lavoro cerca di sopperire in parte a questa carenza conoscitiva, non riscontrabile in altri paesi avanzati. Dopo aver passato in rassegna la letteratura esistente sulla misurazione degli effetti relativi alla qualità del processo formativo, abbiamo presentato i dati utilizzati per la verifica empirica e costruito una batteria di indicatori della qualità del sistema formativo, che include tutta la scuola primaria e secondaria. Abbiamo quindi analizzato se questi indicatori abbiano contribuito ad aumentare la capacità di guadagno individuale. Abbiamo trovato che l'unico indicatore che esercita un effetto positivo, seppur di entità ridotta, sul rendimento (marginale) dell'istruzione dei lavoratori dipendenti sia il rapporto studenti/docenti. Ci siamo infine chiesti quali siano stati i benefici associati alla significativa riduzione di tale rapporto, avvenuta nell'esperienza italiana degli ultimi trent'anni. Da questa analisi emerge come i benefici in termini di un maggior rendimento dell'istruzione e di un maggior livello di istruzione conseguiti siano alquanto trascurabili, sia a livello assoluto sia in termini comparati.

Appendice

Tabella A1. Effetto stimato della percentuale di iscritti al sistema scolastico regionale (G_0) sul livello delle retribuzioni (intercetta) e sul rendimento dell'istruzione (inclinazione).

Variabile dipendente: retribuzione lorda annuale a prezzi costanti.

	<i>Modello 1</i>	<i>Modello 2</i>
Intercetta	1.127	-1.231**
Inclinazione	-0.084*	0.120
Effetti di coorte	Sì	Sì
Effetti regione nascita	Sì	Sì
Effetti regione residenza	Sì	Sì
Coorte x regione di residenza	No	Sì
Regione nascita x regione residenza	No	Sì
Indicatore del background familiare nella regione di nascita	Sì	Sì

Nota: due asterischi ed un asterisco indicano rispettivamente quando il coefficiente stimato è significativamente diverso da zero al livello di confidenza dell'1% e del 5%.

Tabella A2. Effetto stimato del numero medio regionale di studenti per scuola nelle scuole pubbliche (G_2) sul livello delle retribuzioni (intercetta) e sul rendimento dell'istruzione (inclinazione).

Variabile dipendente: retribuzione lorda annuale a prezzi costanti.

	<i>Modello 1</i>	<i>Modello 2</i>
Intercetta	0.000	0.014
Inclinazione	0.001*	0.001
Effetti di coorte	Sì	Sì
Effetti regione nascita	Sì	Sì
Effetti regione residenza	Sì	Sì
Coorte x regione di residenza	No	Sì
Regione nascita x regione residenza	No	Sì
Indicatore del background familiare nella regione di nascita	Sì	Sì

Nota: due asterischi ed un asterisco indicano rispettivamente quando il coefficiente stimato è significativamente diverso da zero al livello di confidenza dell'1% e del 5%.

Tabella A3. Effetto stimato del numero medio regionale di studenti per classe nelle scuole pubbliche (G_3) sul livello delle retribuzioni (intercetta) e sul rendimento dell'istruzione (inclinazione).

Variabile dipendente: retribuzione lorda annuale a prezzi costanti.

	<i>Modello 1</i>	<i>Modello 2</i>
Intercetta	0.022	0.093
Inclinazione	0.000	-0.003
Effetti di coorte	Sì	Sì
Effetti regione nascita	Sì	Sì
Effetti regione residenza	Sì	Sì
Coorte x regione di residenza	No	Sì
Regione nascita x regione residenza	No	Sì
Indicatore del background familiare nella regione di nascita	Sì	Sì

Nota: due asterischi ed un asterisco indicano rispettivamente quando il coefficiente stimato è significativamente diverso da zero al livello di confidenza dell'1% e del 5%.

Tabella A4. Effetto stimato della percentuale regionale di scuole private (G_4) sul livello delle retribuzioni (intercetta) e sul rendimento dell'istruzione (inclinazione).

Variabile dipendente: retribuzione lorda annuale a prezzi costanti.

	<i>Modello 1</i>	<i>Modello 2</i>
Intercetta	0.756	-1.862**
Inclinazione	-0.090	-0.115
Effetti di coorte	Sì	Sì
Effetti regione nascita	Sì	Sì
Effetti regione residenza	Sì	Sì
Coorte x regione di residenza	No	Sì
Regione nascita x regione residenza	No	Sì
Indicatore del background familiare nella regione di nascita	Sì	Sì

Nota: due asterischi ed un asterisco indicano rispettivamente quando il coefficiente stimato è significativamente diverso da zero al livello di confidenza dell'1% e del 5%.

Tabella A5. Effetto stimato della percentuale regionale di insegnanti precari (G_5) sul livello delle retribuzioni (intercetta) e sul rendimento dell'istruzione (inclinazione).

Variabile dipendente: retribuzione lorda annuale a prezzi costanti.

	<i>Modello 1</i>	<i>Modello 2</i>
Intercetta	-1.012	2.689**
Inclinazione	0.025	-0.072
Effetti di coorte	Sì	Sì
Effetti regione nascita	Sì	Sì
Effetti regione residenza	Sì	Sì
Coorte x regione di residenza	No	Sì
Regione nascita x regione residenza	No	Sì
Indicatore del background familiare nella regione di nascita	Sì	Sì

Nota: due asterischi ed un asterisco indicano rispettivamente quando il coefficiente stimato è significativamente diverso da zero al livello di confidenza dell'1% e del 5%.

Tabella A6. Effetto stimato del numero medio regionale di studenti per classe nelle scuole private (G_6) sul livello delle retribuzioni (intercetta) e sul rendimento dell'istruzione (inclinazione).

Variabile dipendente: retribuzione lorda annuale a prezzi costanti.

	<i>Modello 1</i>	<i>Modello 2</i>
Intercetta	0.006	0.269
Inclinazione	0.001	0.003
Effetti di coorte	Sì	Sì
Effetti regione nascita	Sì	Sì
Effetti regione residenza	Sì	Sì
Coorte x regione di residenza	No	Sì
Regione nascita x regione residenza	No	Sì
Indicatore del background familiare nella regione di nascita	Sì	Sì

Nota: due asterischi ed un asterisco indicano rispettivamente quando il coefficiente stimato è significativamente diverso da zero al livello di confidenza dell'1% e del 5%.

Tabella A7. Effetto stimato della percentuale media regionale di studenti ripetenti (G_7) sul livello delle retribuzioni (intercetta) e sul rendimento dell'istruzione (inclinazione). Variabile dipendente: retribuzione lorda annuale a prezzi costanti.

	<i>Modello 1</i>	<i>Modello 2</i>
Intercetta	-6.614	22.154
Inclinazione	0.504	-0.630
Effetti di coorte	Si	Si
Effetti regione nascita	Si	Si
Effetti regione residenza	Si	Si
Coorte x regione di residenza	No	Si
Regione nascita x regione residenza	No	Si
Indicatore del background familiare nella regione di nascita	Si	Si

Nota: due asterischi ed un asterisco indicano rispettivamente quando il coefficiente stimato è significativamente diverso da zero al livello di confidenza dell'1% e del 5%.

Riferimenti bibliografici

Angrist, J. and Lavy, V. [1999], Using Maimonides' rule to estimate the effect of class size on children's academic achievement, The Quarterly Journal of Economics, 114, 533-75.

Barro, R., and J.W.Lee. [1997]. Schooling quality in a cross section of countries. NBER Working Paper 6198, September.

Bertola, G. and D.Checchi [2001]. Sorting and private education in Italy. CEPR Discussion paper n.3198

Betts, J., [1996], Is there a link between school inputs and earnings? Fresh scrutiny of an old literature, in Burtless, G., (ed.), Does Money Matter: the effect of school resources on student achievement and adult success, Brookings Institution, Washington DC, 141-191.

Betts, J., [1997], Do school resources matter only for older workers? The Review of Economics and Statistics, 638-651.

Brandolini, A. [1999], The distribution of personal income in post-war Italy: source description, data quality and the time pattern of income inequality, Banca d'Italia, Temi di discussione n.350.

Brunello, G. e Giannini, M, [1999], Selective Schools, IZA Discussion Paper n.99.

Brunello, G., Comi, S. e Lucifora, C., [2001], Italy, in Harmon, C., Walker, I. and Wetergaard Nielsen N., Education and Earnings in Europe, Edward Edgar, Cheltenham, United Kingdom.

Cannari, L. e G.D.Alessio. [1993]. Non-reporting and under-reporting in the Bank of Italy Survey of Household Income and Wealth, ISI-Proceedings of the 49th session.

Card, D. e Krueger, A. [1992], Does school quality matter? Returns to education and the characteristics of public schools in the United States, Journal of Political Economy, 1-39.

Card, D. e Krueger, A. [1996], Labor Market Effects of School Quality: Theory and Evidence, Princeton University Discussion Paper n.957.

Checchi, D. [1997]. L'efficacia del sistema scolastico italiano in prospettiva storica, in N.Rossi (a cura di), L'istruzione in Italia: solo un pezzo di carta?, Il Mulino

Dearden, L., Ferri, J. e Costas Meghir [2000], The effect of school quality on educational attainment and wages, IFS working paper 22.

Dolton, P. e Vignoles, A., [1998], The impact of school quality on labor market success in the United Kingdom, mimeo, University of Newcastle upon Tyne.

Dustmann, C., Rajah, N. e van Soest A. [2002], Class size, education and wages. CEPR discussion paper n.3397.

Figlio, D. [1997], Did the "tax revolt" reduce school performance?, Journal of Public Economics 65: 245-269.

Gundlach, E., Wossman, L. e Gmelin, J., [2001], The decline of schooling productivity in OECD countries, The Economic Journal, 111, C135-C147.

Hanushek, E., [1986], The Economics of Schooling: Production and Efficiency in Public Schools, The Journal of Economic Literature, 24, 1141-1177.

Hanushek, E., [2002], Publicly Provided Education, NBER Working paper #8799, Cambridge MA

Hanushek, E., Rivkin, S. and Taylor, L. [1997], Aggregation and the estimated effects of school quality, The Review of Economics and Statistics, 611-627.

Harmon, C. e Walker, I., [2000], Selective schooling, school quality and labor market outcomes, mimeo, University College Dublin

Heckman, J. , Layne-Ferrar, A. e Petra Todd, [1997], Human capital, pricing equations with an application to estimating the effect of schooling quality on earnings, The Review of Economics and Statistics, 562-609.

I bilanci delle famiglie italiane nell'anno [1991], Supplementi al Bollettino Statistico. Note Metodologiche e Informazioni Statistiche. Nuova Serie., Anno III, numero 44, Banca d'Italia.

I bilanci delle famiglie italiane nell'anno [1993], Supplementi al Bollettino Statistico. Note Metodologiche e Informazioni Statistiche. Nuova Serie., Anno V, numero 9, Banca d'Italia.

I bilanci delle famiglie italiane nell'anno [1995], Supplementi al Bollettino Statistico. Note Metodologiche e Informazioni Statistiche. Nuova Serie., Anno VII, numero 14, Banca d'Italia.

I bilanci delle famiglie italiane nell'anno [1998], Supplementi al Bollettino Statistico. Note Metodologiche e Informazioni Statistiche. Nuova Serie., Anno X, numero 22, Banca d'Italia.

Istat, 1996. *Indagine professionale sui laureati 1992 nel 1995*, Istituto Poligrafico dello Stato, Roma.

Istat, 1999. *Percorsi di studio e di lavoro dei diplomati – Indagine 1998*. Istituto Poligrafico dello Stato, Roma.

Istat, 2000, *Inserimento professionale dei laureati – Indagine 1998*, Istituto Poligrafico dello Stato, Roma.

Krueger, A., [1999], Experimental estimates of education production functions, The Quarterly Journal of Economics, 114, 497-532.

Lazear, E. [1999], Educational Production, NBER Working Paper 7349.

Ministero dell'Istruzione, Università e Ricerca [2001], Rapporto finale del Gruppo Ristretto di Lavoro costituito con D.m. 18 luglio 2001, n.672.

Minter Hoxby, C. [1998], The effects of class size on student achievement: new evidence from population variation, NBER WP 6869.

Minter Hoxby, C., [1996], How teachers' unions affect education production, The Quarterly Journal of Economics, 670-716.

Moulton, B. 1990. An illustration of a pitfall in estimating the effect of aggregate variables on micor units. Review of Economics and Statistics 72/2: 334-338.

Neal, D. e Rosen S. 1998, Theories of the distribution of labor earnings, NBER Wp n.6378

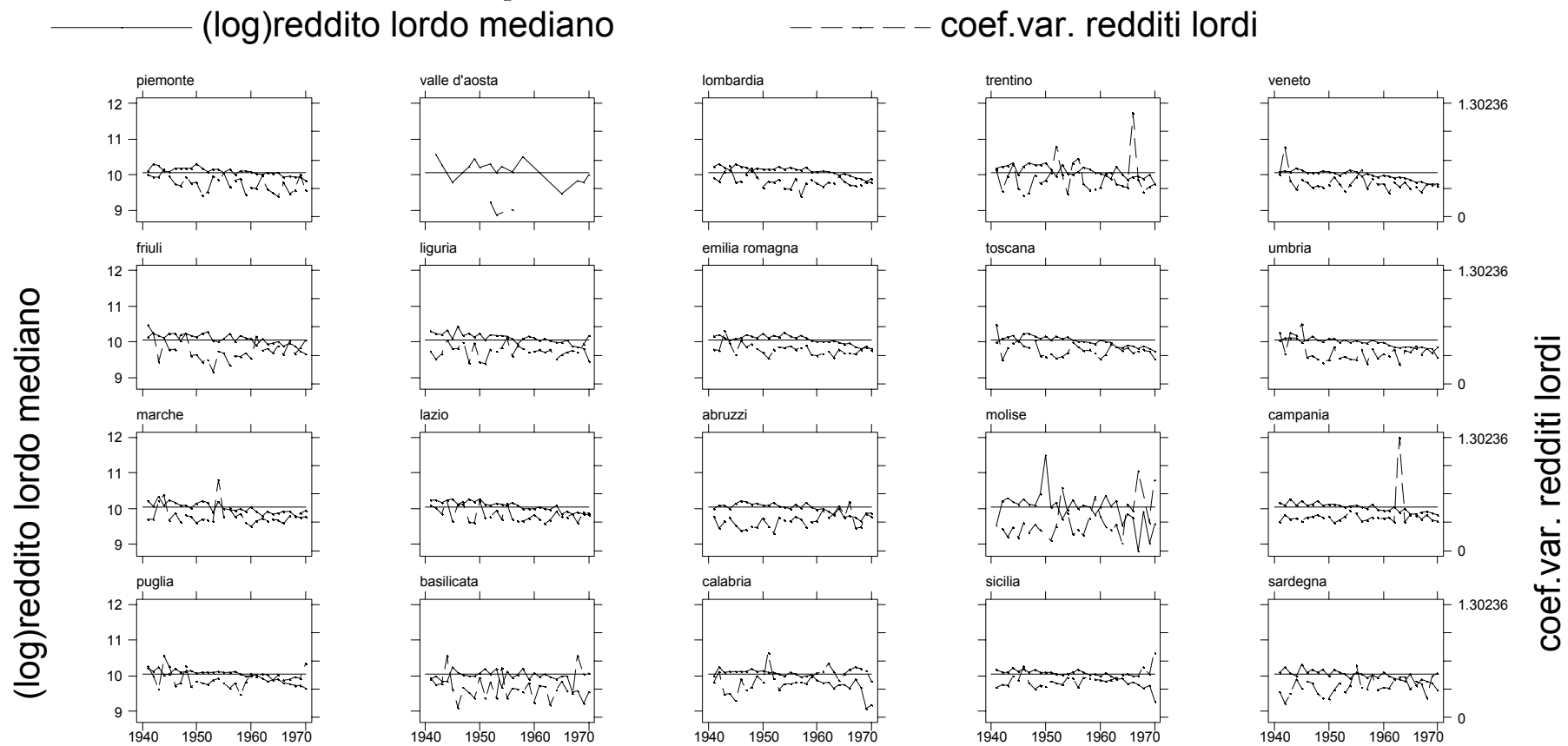
OECD [2001]. *Education at a glance*. Paris

Poterba, J. [1994], Government intervention in the markets for education and health care: how and why? NBER Working paper # 4916.

Wossman, L. [2000], Schooling Resources, Educational Institutions and Student Performance: the International Evidence, Kiel Working Paper 983.

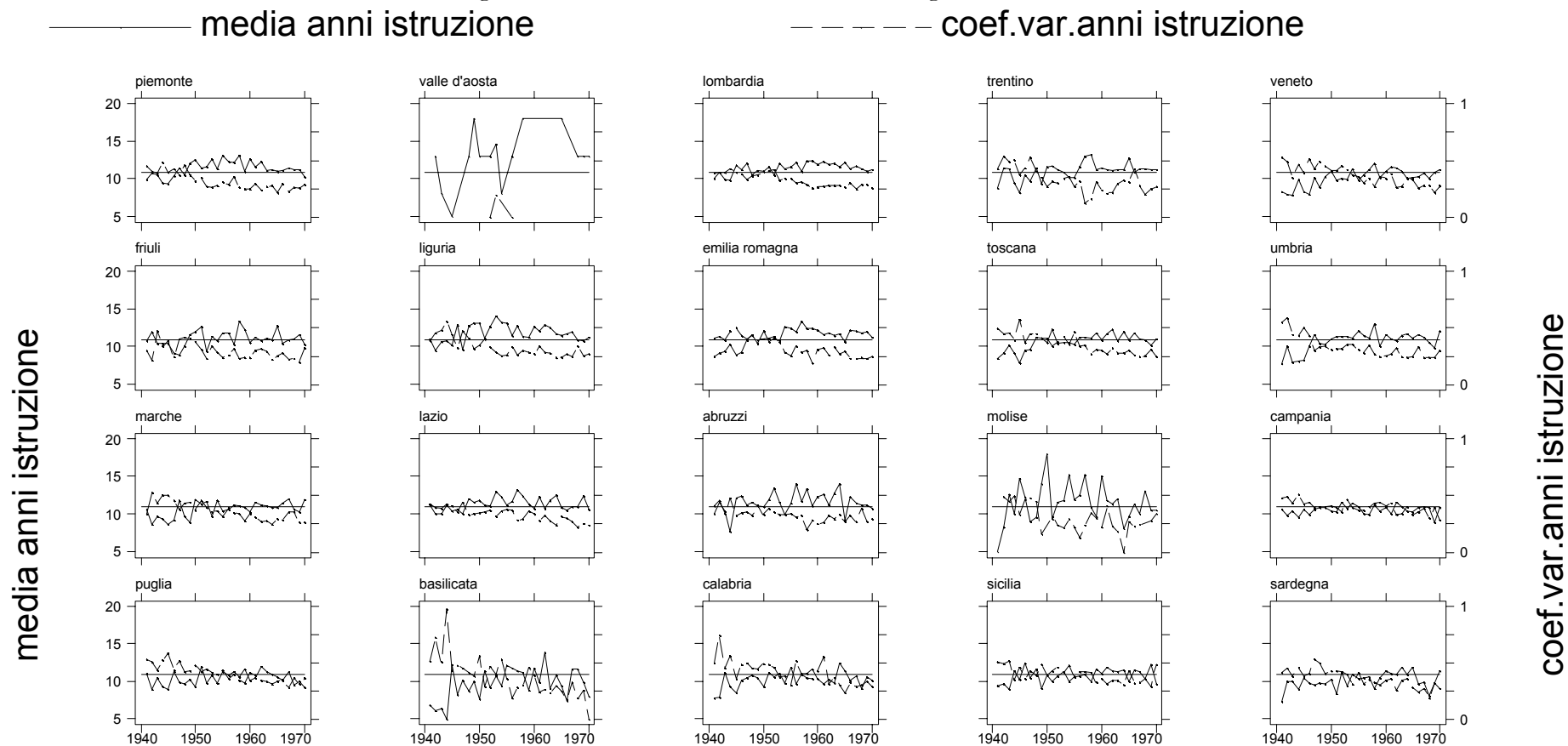
Wright, R. [1999], The rate of return to private schooling, Iza Discussion paper n.92

Figura 4 – Andamento della distribuzione dei redditi lordi



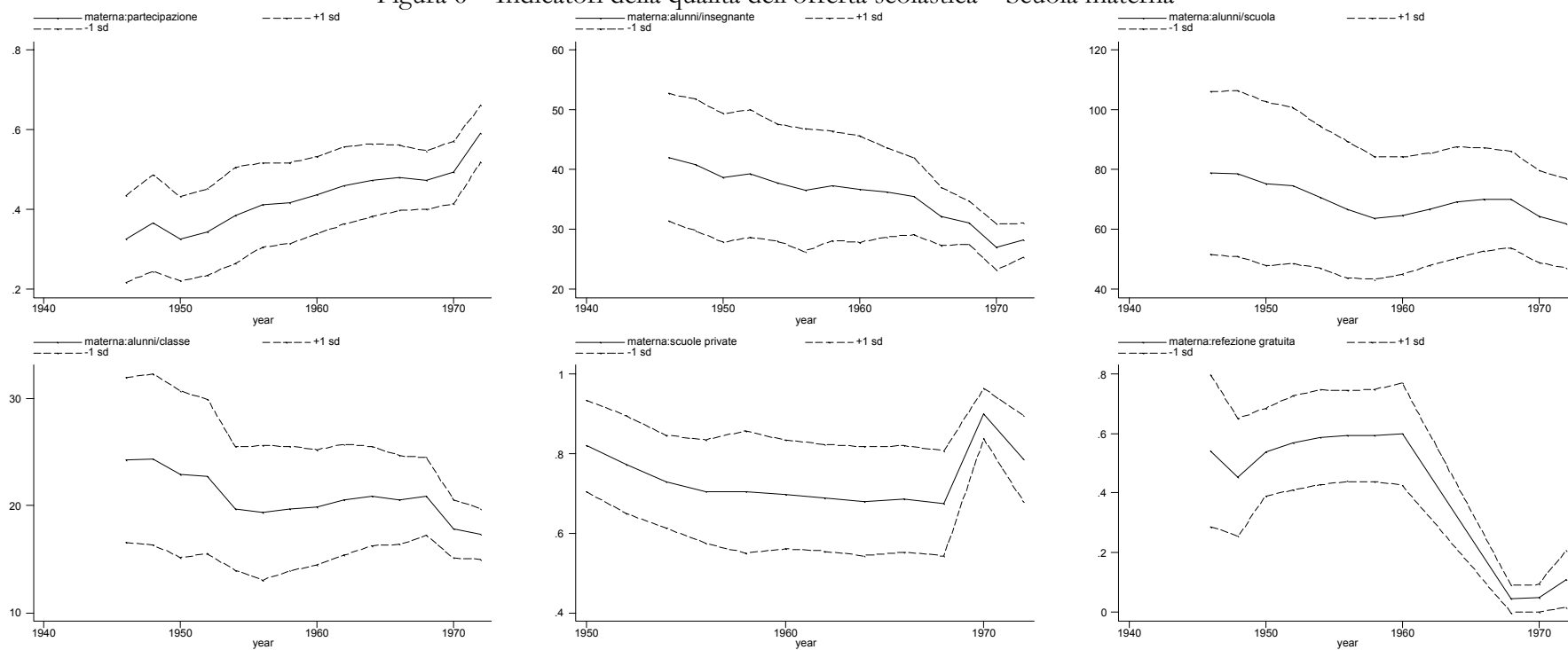
Distribuzione redditi secondo anno/regione nascita

Figura 5 – Andamento della distribuzione degli anni di scolarità



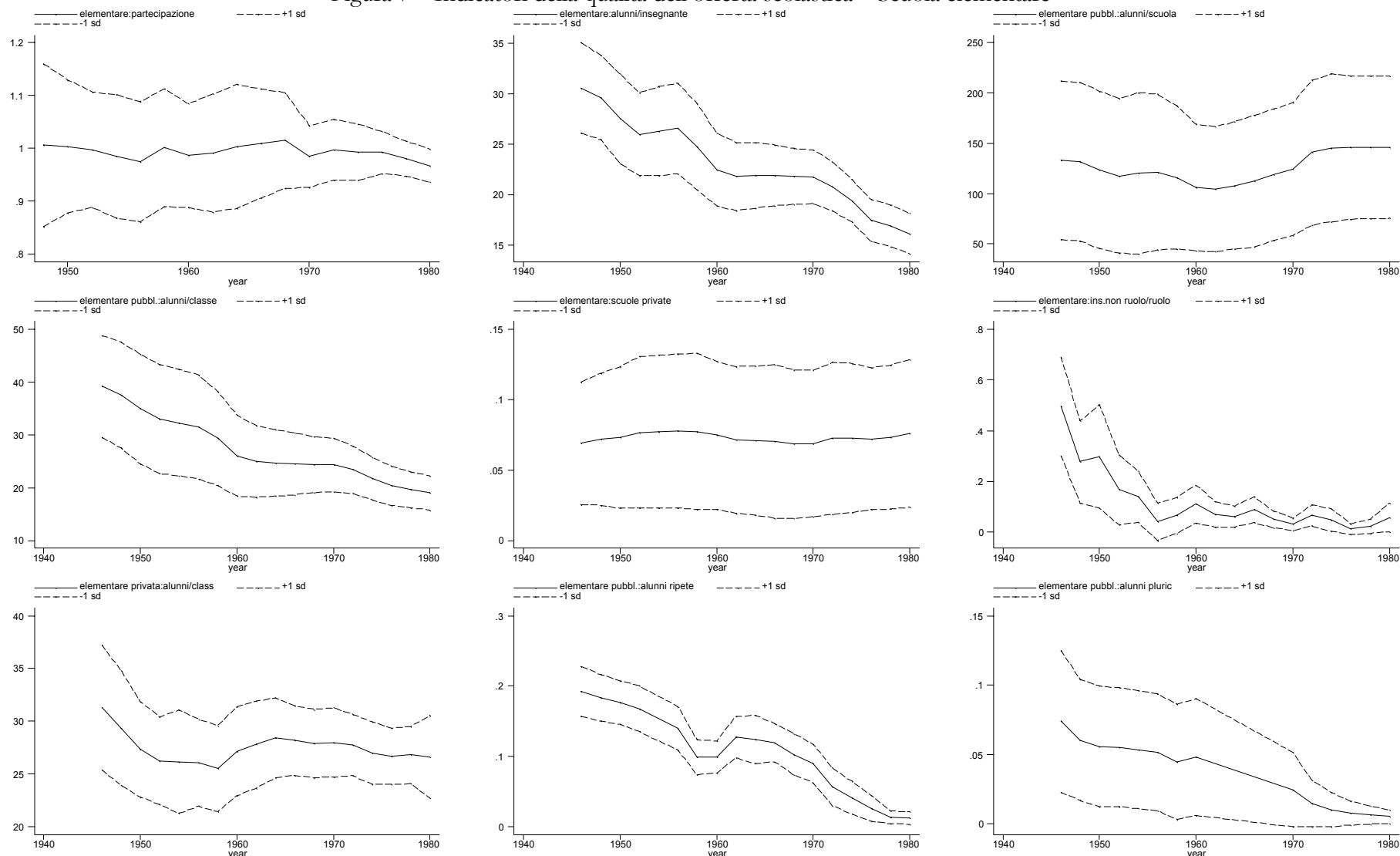
Distribuzione istruzione secondo anno/regione nascita

Figura 6 – Indicatori della qualità dell'offerta scolastica – Scuola materna



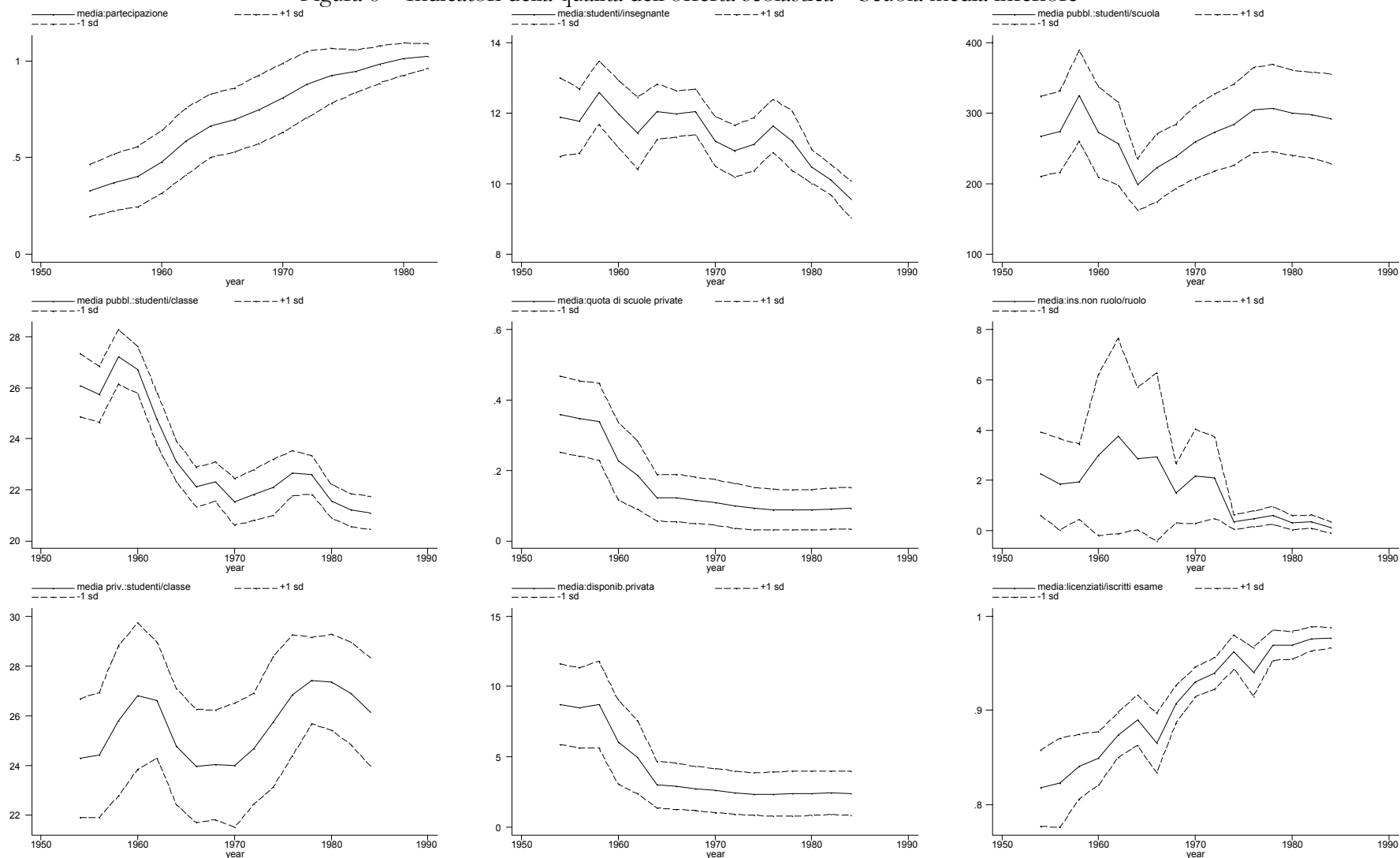
scuola materna - Italia

Figura 7 – Indicatori della qualità dell’offerta scolastica – Scuola elementare



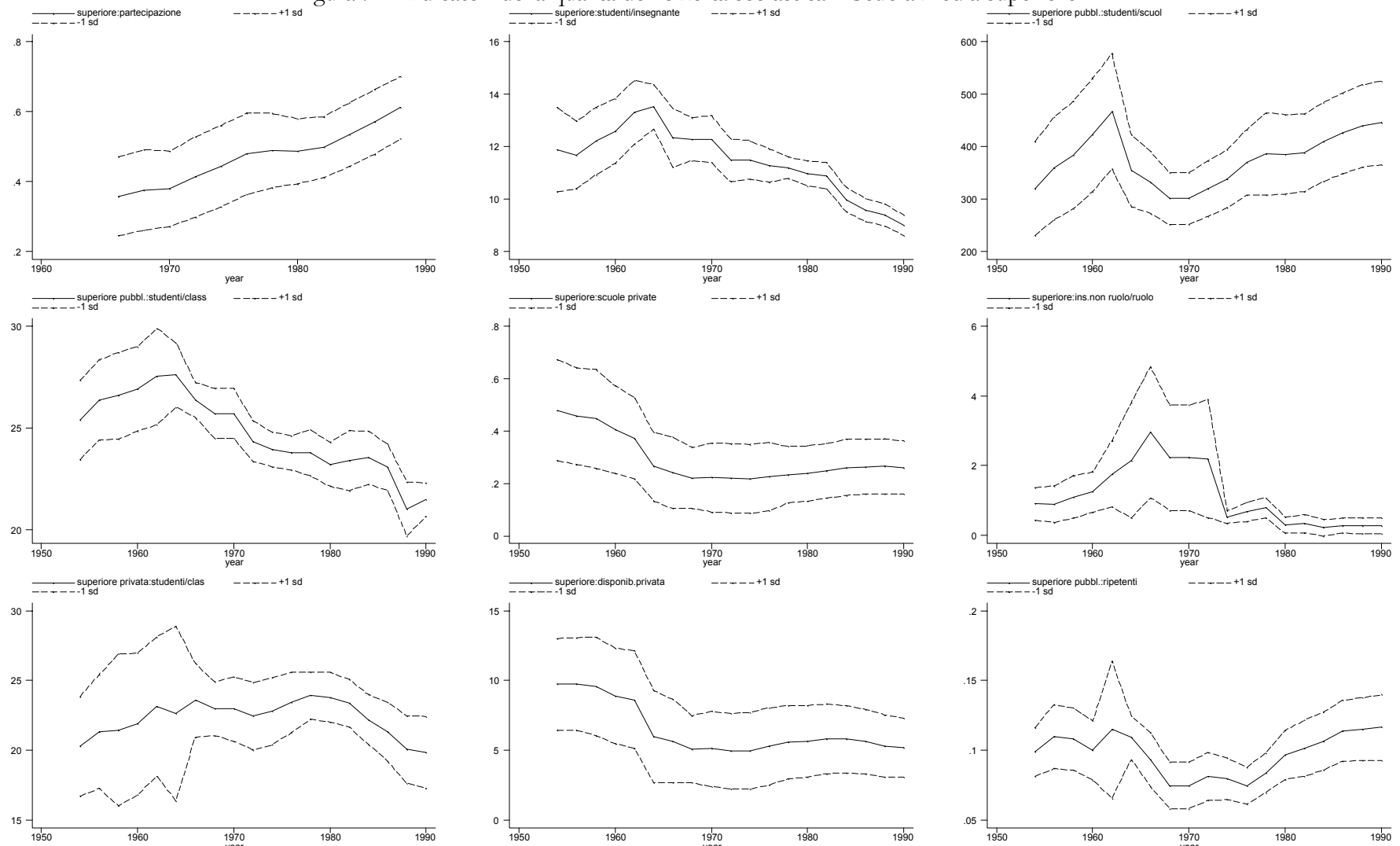
scuola elementare - Italia

Figura 8 – Indicatori della qualità dell'offerta scolastica – Scuola media inferiore



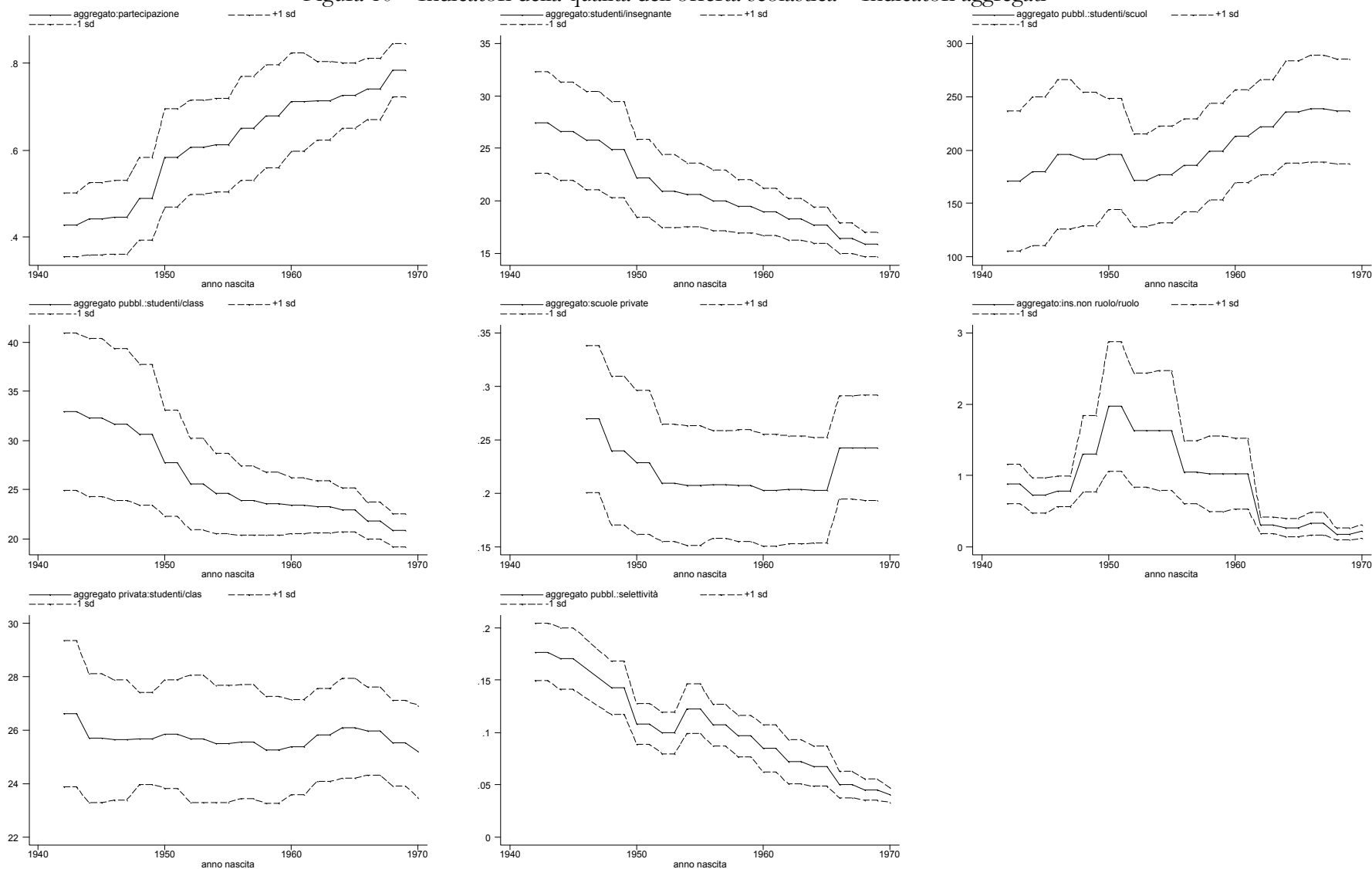
scuola media - Italia

Figura 9 – Indicatori della qualità dell'offerta scolastica – Scuola media superiore



scuola superiore - Italia

Figura 10 – Indicatori della qualità dell'offerta scolastica – Indicatori aggregati



indicatori aggregati - Italia

Figura 11 - Scatter plot dei rendimenti marginali dell'istruzione stimati nel modello 2 (primo stadio) e del rapporto studenti/docenti

