

## Elogio dei grandi numeri

Barone, C.; Luijkx, R.; Schizzerotto, A.

*Published in:*

Polis. Ricerche e studi su società e politica in Italia

*Document version:*

Publisher's PDF, also known as Version of record

*Publication date:*

2010

[Link to publication](#)

*Citation for published version (APA):*

Barone, C., Luijkx, R., & Schizzerotto, A. (2010). Elogio dei grandi numeri: Il lento declino delle disuguaglianze nelle opportunità di istruzione in Italia. *Polis. Ricerche e studi su società e politica in Italia*, 24(1), 5-34.

### General rights

Copyright and moral rights for the publications made accessible in the public portal are retained by the authors and/or other copyright owners and it is a condition of accessing publications that users recognise and abide by the legal requirements associated with these rights.

- Users may download and print one copy of any publication from the public portal for the purpose of private study or research
- You may not further distribute the material or use it for any profit-making activity or commercial gain
- You may freely distribute the URL identifying the publication in the public portal

### Take down policy

If you believe that this document breaches copyright, please contact us providing details, and we will remove access to the work immediately and investigate your claim.

Carlo Barone, Ruud Luijkx e Antonio Schizzerotto

## **ELOGIO DEI GRANDI NUMERI: IL LENTO DECLINO DELLE DISUGUAGLIANZE NELLE OPPORTUNITÀ DI ISTRUZIONE IN ITALIA**

### *1. Introduzione*

Questo lavoro si propone di mostrare che nel nostro paese si è verificata una riduzione delle disuguaglianze nelle opportunità di istruzione in base alle origini sociali (d'ora in poi denominate «Doi»). Intendiamo sostenere, inoltre, che tale riduzione si configura come una vera e propria tendenza di lungo periodo (non si tratta quindi di una discontinuità ristretta a una specifica coorte), generalizzata (ossia il cambiamento non è limitato a una singola classe sociale), onnicomprensiva (ossia investe tutti i livelli di istruzione) e di intensità apprezzabile, sia in termini assoluti (ossia nella variazione delle differenze di probabilità nel conseguimento dei diversi titoli di studio), che relativi (ossia nella variazione degli *odds ratio*).

Questa tesi di natura sostantiva va di pari passo con una tesi di carattere metodologico: nelle numerose analisi precedenti sullo stesso argomento è stato difficile rilevare questo cambiamento perché si lavorava con campioni troppo piccoli, quindi privi di sufficiente potere statistico (Breen *et al.* 2009a).

*Alcune versioni preliminari di questo lavoro sono state presentate nel luglio 2007 alla conferenza di Ascona «Expected and Unexpected Consequences of Educational Expansion»; nell'aprile 2009 a un seminario di lavoro della Fondazione E. Gorrieri dedicato alle disuguaglianze generazionali; nel giugno 2009 al seminario «Inequality of Educational Opportunities in Italy» svoltosi all'Università statale di Milano. Desideriamo ringraziare i partecipanti di questi incontri per i loro preziosi commenti. Siamo grati, inoltre, a R. Breen e W. Müller per i loro suggerimenti riguardanti le analisi presentate in questo lavoro. G. Argentin, G. Manzo e M. Triventi hanno letto una versione preliminare di questo manoscritto e hanno fornito utili suggerimenti. Questo lavoro congiunto è stato possibile grazie ai fondi messi a disposizione dal network di eccellenza «Equalsoc».*

Gli studi sulla questione delle Doi in Italia possono essere raggruppati in due categorie. Una prima «generazione» di lavori si basa principalmente sui dati dell'Indagine sulla mobilità sociale in Italia (Imsi), condotta nel 1985 (Schizzerotto e Schadee 1987; Cobalti 1990; Cobalti e Schizzerotto 1993; 1994; Schizzerotto 1994). La conclusione emersa da queste analisi è che le Doi sono stabili nel tempo, con l'unica eccezione di una riduzione dello svantaggio subito dalle classi agricole e, in particolare, dai figli dei coltivatori diretti. Peraltro, tale riduzione sarebbe limitata alle opportunità di conseguimento della licenza media e non riguarderebbe, invece, diplomi e lauree. Si tratterebbe, quindi, di un'eccezione di modesta rilevanza rispetto alla conclusione centrale: la persistenza delle Doi nell'Italia contemporanea.

La seconda generazione di studi sull'argomento si è avvalsa soprattutto dei dati dell'Indagine longitudinale sulle famiglie italiane (Ilfi) del 1997, talvolta cumulati con i dati Imsi. Alcune analisi hanno concluso, nuovamente, che le Doi sono stabili tra coorti (Pisati 2002; Pfeffer 2008; Triventi e Trivellato 2008; Manzo 2009). Tuttavia, alcune ricerche hanno rilevato una diminuzione delle Doi riguardante le classi agricole (Barone 2005; 2009a; Breen *et al.* 2009a). Questo risultato differisce da quello raggiunto dagli studi di prima generazione per un aspetto cruciale: i figli dei braccianti agricoli e dei coltivatori diretti avrebbero migliorato le proprie opportunità di istruzione non solo nella secondaria inferiore, ma anche nelle chance di conseguire diplomi e lauree. Dunque, saremmo di fronte a una «egualitarizzazione a tutto campo», suscettibile di aprire rilevanti opportunità di promozione sociale per i discendenti delle classi rurali. Altri studi recenti hanno spinto la tesi della diminuzione delle Doi ancora un passo più avanti, sostenendo che essa investirebbe anche le classi urbane, seppure in misura parziale e contenuta. In particolare, due ricerche indicano che essa è limitata alle donne (Breen *et al.* 2009b; Ganzeboom e Meraviglia 2009). Inoltre, secondo Recchi (2007, 416) «le disuguaglianze di classe nelle opportunità di conseguire una laurea declinano progressivamente, ma in misura modesta»<sup>1</sup>. Analogamente, Ballarino e Schadee (2006, 233) sostengono che la distanza relativa tra borghesia e classe operaia urbana nelle opportunità di studio subisce «una piccola variazione, ma la variazione c'è». In un'analisi successiva (Ballarino e Schadee 2008), gli stessi autori trovano che la dimi-

<sup>1</sup> Le analisi di Recchi (2007), Barone (2009a) e di Ganzeboom e Meraviglia (2009) usano i dati dell'indagine Multiscopo del 1998 che descriveremo nel prossimo paragrafo. Pfeffer (2008) utilizza invece i dati dell'*International adult literacy survey* (Ials).

nuzione delle Doi riguarderebbe solamente le disparità di classe, mentre quelle collegate al titolo di studio dei genitori rimarrebbero stabili (a parità di classe sociale).

Questo lavoro intende mostrare che la riduzione delle Doi a tutti i livelli di istruzione (e per entrambi i sessi) riguarda principalmente le classi rurali, ma coinvolge anche le classi urbane, seppure con intensità minore. Sosteniamo, inoltre, che diminuiscono le disuguaglianze connesse sia alla classe sociale dei genitori sia al loro grado di istruzione, anche quando queste due variabili sono introdotte congiuntamente nello stesso modello, posto che disponiamo di un numero di casi sufficiente per rilevare i cambiamenti verificatisi – e questo ci riporta alla questione del potere statistico. In sintesi, nel quadro della letteratura esistente, questo lavoro offre la formulazione più «estrema» della tesi del declino delle Doi. Eppure, non mancheremo di sottolineare, a più riprese, che le disuguaglianze scolastiche esibiscono una formidabile inerzia. Si attenuano lentamente, ma rimangono ancora assai marcate. Mettere tra parentesi questa semplice constatazione condurrebbe a interpretazioni fuorvianti e a prescrizioni pericolose per le politiche dell'istruzione, come discuteremo nelle conclusioni.

Il dibattito empirico che abbiamo brevemente ricostruito si colloca entro una riflessione teorica di vasta portata sui possibili meccanismi che alimentano le Doi e sulle loro ipotetiche trasformazioni nel tempo. Infatti, sono state elaborate estese argomentazioni per sostenere che dovrebbe, o non dovrebbe, verificarsi un'attenuazione delle Doi. Tali argomentazioni non verranno riprese in questo lavoro, se non per sommi capi, per due motivi. Il primo è che esse sono ampiamente note e facilmente rinvenibili altrove (Shavit e Blossfeld 1993; Cobalti e Schizzerotto 1994; Schizzerotto e Barone 2006). In particolare, i sostenitori della tesi della persistenza guardano alle strategie di chiusura sociale attuate dalle classi superiori. Infatti, nelle società contemporanee l'istruzione rappresenta il più importante criterio di assegnazione degli individui alle posizioni lavorative e sociali, quindi è prevedibile che le classi elevate siano fortemente motivate a preservare un vantaggio relativo nell'accesso ai titoli di studio superiori, sostenute in questo obiettivo dalle maggiori risorse economiche e culturali di cui dispongono (Erikson e Goldthorpe 1992; Breen e Goldthorpe 1997). Per contro, quanti si attendono un declino nel tempo delle Doi sottolineano la crescente diffusione del benessere economico presso ampi strati della popolazione; l'affievolimento delle barriere geografiche di accesso all'istruzione conseguente ai processi di urbanizzazione, al miglioramento dei trasporti, nonché alla sempre più capillare presenza di scuole e università nel territorio; la cre-

scente rilevanza annessa all'istruzione come canale di mobilità sociale per le classi subordinate nelle società industriali e post-industriali; le riforme scolastiche approvate nel corso del ventesimo secolo con l'esplicito intento di promuovere l'eguaglianza delle opportunità di istruzione (Treiman 1970; Breen *et al.* 2009b). Si noti che queste trasformazioni sono rilevabili in Italia così come nella generalità dei paesi occidentali, sicché esse dovrebbero produrre conseguenze simili sulle Doi (Barone 2009a).

Il secondo motivo per cui non discuteremo in dettaglio queste argomentazioni è che pare assai complicato stabilire *ex ante*, vale a dire su basi puramente teoriche, chi abbia ragione. Dopotutto, da una parte si rimarca, correttamente, la persistente presenza di differenziali di classe sociale negli incentivi e nelle risorse materiali e immateriali che sostengono l'investimento in istruzione; dall'altra parte si evidenziano, plausibilmente, importanti trasformazioni strutturali e istituzionali che spingono nella direzione opposta. È probabile che entrambe le dinamiche appena descritte siano all'opera, come peraltro suggeriscono i risultati che presenteremo. Ma è molto difficile accertare, su basi squisitamente teoriche, quale di esse prevalga. Quale potrebbe essere la risultante di opposte tendenze che non sappiamo quantificare? È difficile dirlo, a priori. Pertanto, invece di supporre fittiziamente che la teoria conduca diritto verso previsioni univoche, conviene cercare per via empirica quale delle due dinamiche contrapposte prevalga.

## 2. La fonte dei dati e le definizioni operative

Le analisi che presenteremo si avvalgono dei dati delle due rilevazioni Multiscopo «Indagine sulle famiglie, soggetti sociali e condizione dell'infanzia», condotte dall'Istat nel 1998 e nel 2003. La selezione degli intervistati in queste indagini avviene tramite un disegno di campionamento stratificato a due stadi: il primo di questi è costituito dai comuni italiani e il secondo dalle famiglie che vi risiedono, di cui vengono intervistati tutti i componenti. La stratificazione del campione è effettuata secondo le dimensioni demografiche e la collocazione geografica dei comuni. Le rilevazioni si svolgono mediante interviste faccia-a-faccia, ma comprendono pure una sezione di quesiti (inclusi quelli sulle origini sociali) posti tramite un questionario autocompilato<sup>2</sup>. La dimensione

<sup>2</sup> I tassi di risposta alle rilevazioni Multiscopo sono piuttosto elevati. Ad esempio, in quella del 2003 mancano del tutto informazioni solo per il 3,8% del campione estratto inizialmente. Tuttavia, questo dato è meno positivo di quanto potrebbe sembrare a prima vista. Infatti, va tenuto presente che, per quasi un

campionaria delle due Multiscopo ammonta, rispettivamente, a 59.050 casi (1998) e a 49.541 casi (2003).

La principale debolezza di questa fonte dei dati, ai fini del nostro lavoro, è presto detta: la rilevazione della classe sociale di origine è povera. Infatti, non si chiede ai rispondenti di indicare con precisione la specifica denominazione del lavoro svolto dai genitori quando essi avevano 14 anni (questa informazione potrebbe essere codificata poi tramite la classificazione Isco-88 dei titoli occupazionali). Piuttosto, viene sottoposta agli intervistati una classificazione aggregata che si articola in tredici grandi raggruppamenti occupazionali (ad esempio: dirigente, libero professionista, ecc.) e si chiede loro di indicare a quale di questi sia riconducibile il lavoro del padre e della madre. Inoltre, essi devono fornire informazioni pure sul settore economico in cui il genitore era impiegato e, se questi era un lavoratore autonomo, sul numero dei suoi dipendenti. In molti casi questa procedura non comporta grossi problemi (ad esempio: braccianti agricoli, commercianti, imprenditori), ma essa pone evidenti difficoltà nel tracciare distinzioni appropriate entro l'area del lavoro impiegatizio qualificato e dequalificato. Questo segmento occupazionale è assai femminilizzato, sicché il problema si attenua sensibilmente se consideriamo solo l'occupazione paterna. Questa è la via che abbiamo seguito, anche se riteniamo che, in linea di principio, tenere conto del lavoro di entrambi i genitori garantirebbe una rappresentazione più accurata delle provenienze sociali. Ad ogni modo, vedremo tra poco che i dati Multiscopo conducono a risultati qualitativamente simili a quelli desumibili da Imsi e Ilfi, ma più robusti, grazie all'elevata numerosità campionaria.

Le analisi si baseranno sulla versione a sei modalità dello schema di classe «Cobalti-Schizzerotto» (1994): *borghesia*: liberi professionisti, dirigenti, imprenditori con almeno sette dipendenti<sup>3</sup>; *classe media impiegatizia*: impiegati di livello intermedio; *piccola borghesia urbana*: artigiani, commercianti e altri lavoratori autonomi nell'industria e nei servizi con meno di sette dipendenti; *piccola borghesia agricola*: coltivatori diretti; *classe operaia urbana*: lavoratori manuali e lavoratori non

quinto (19,5%) dei casi in cui le informazioni sono disponibili, esse provengono da dichiarazioni rese dai familiari di individui che hanno rifiutato di rispondere. Davanti a questi rifiuti, in alcune indagini (per esempio: Ilfi) si rinuncia a raccogliere qualunque informazione, mentre Istat sceglie di rilevarne almeno alcune, tramite i familiari. In ogni caso, anche se non conteggiamo questo tipo di interviste indirette, il tasso di risposta resta alto, quanto meno rispetto alle precedenti ricerche usate per lo studio delle Doi.

<sup>3</sup> Nei dati Multiscopo le modalità di risposta al quesito sul numero di dipendenti del padre si articolano nel seguente modo: 0, 1, 2-6, 7-19, 20-49, 50 o più.

manuali dequalificati nell'industria e nei servizi; *classe operaia agricola*: braccianti agricoli. Questo schema è stato costruito un quarto di secolo fa per riflettere le peculiarità di un paese a tarda industrializzazione, dove le origini agricole erano assai frequenti. Tuttavia queste sono ormai minoritarie nelle coorti recenti, mentre si assiste a una crescente diversificazione del lavoro manuale e non manuale che rende questo schema sempre più obsoleto. Un motivo in più per rimpiangere la mancanza di codifiche più dettagliate delle occupazioni dei genitori che avrebbero permesso di utilizzare il nuovo schema di classe «Esec» (European socio-economic classification) che distingue, entro la classe operaia urbana, i lavoratori manuali dequalificati, qualificati e gli impiegati di routine. Questi tre segmenti esibiscono infatti esiti scolastici significativamente differenti (Barone *et al.* 2009).

Il livello di istruzione più elevato raggiunto dai rispondenti è stato codificato secondo quattro modalità: *licenza elementare* (o senza titolo); *licenza media* (inclusa la qualifica di avviamento professionale); *diploma* (o qualifica professionale di due o tre anni); *laurea* (o diploma universitario). Sfortunatamente, manca nei dati Multiscopo la distinzione tra diplomi conseguiti nei diversi rami della secondaria superiore (licei, istituti tecnici o professionali) che avrebbe permesso di tenere conto della dimensione orizzontale della stratificazione scolastica (Lucas 2001; Checchi e Flabbi 2008).

Infine, la variabile relativa alla coorte di nascita comprende sei categorie: 1918-27; 1928-37; 1938-47; 1948-57; 1958-67; 1968-81. Questa scelta operativa discende direttamente dai vincoli di età imposti nei modelli. In particolare, nelle analisi riguardanti il conseguimento della licenza media non vengono considerati i rispondenti di età inferiore ai 17 anni, mentre questa soglia sale ai 22 anni per le elaborazioni relative al conseguimento del diploma e a 30 per quello della laurea. Inoltre, sono stati esclusi dalle analisi anche gli individui di età superiore agli 80 anni. Di norma, si adotta una soglia di età massima più bassa (65 anni) che ci costringerebbe a ignorare completamente la prima coorte, ossia l'unica scolarizzata prima della seconda guerra mondiale e del successivo boom economico. Poiché i modelli che presenteremo sono stimati separatamente per ciascuna coorte, la nostra scelta non si ripercuote sui risultati inerenti alle altre coorti. Quindi i lettori sospettosi dovranno semplicemente ignorare la prima coorte e scopriranno che, in questo modo, le nostre conclusioni sul declino delle Doi escono addirittura rafforzate. Le analisi coprono un arco di oltre sessant'anni che include gli studenti che si sono diplomati o laureati agli inizi del XXI secolo: una novità importante per le ricerche italiane sullo stesso tema.

Il genere e la zona geografica di provenienza (Nord-ovest, Nord-est, Centro, Sud e isole) sono utilizzati come variabili di controllo. Nel prossimo paragrafo, dedicato alla presentazione dei risultati, commenteremo brevemente anche alcune analisi volte a stabilire se le scelte operative appena esposte influenzino le nostre conclusioni sostantive<sup>4</sup>.

### 3. Risultati: il declino delle disparità di classe relative e assolute

La tab. 1 riporta la quota di individui che hanno conseguito, rispettivamente, la licenza media, il diploma e la laurea, secondo l'occupazione dei genitori. Emerge una sistematica gerarchia tra classi sociali, ben nota agli studiosi (Cobalti e Schizzerotto 1994): al vertice troviamo la borghesia, seguita dalla classe media impiegatizia a breve distanza (eccetto che per la laurea, dove il divario è maggiore), quindi dalla piccola borghesia urbana e dalla classe operaia urbana, mentre le due classi agricole si collocano ai gradini inferiori, a una ragguardevole distanza dalle classi urbane. Le analisi che seguono consentiranno di stabilire se la gerarchia appena descritta abbia subito mutamenti di rilievo al volgere delle coorti.

Le figg. 1-3<sup>5</sup> illustrano l'andamento nel tempo delle disparità di classe nel conseguimento della licenza media, del diploma e della laurea. Per ciascuno di questi tre esiti, abbiamo stimato un modello di regressione logistica binomiale, separatamente per ciascuna coorte di nascita<sup>6</sup>. Abbiamo riportato le stime puntuali dei parametri *logit* che assumono come categoria di riferimento la borghesia. Poiché nelle ultime due coorti è stata raggiunta la saturazione del completamento della secondaria inferiore, non è corretto includerle nella stima dei modelli corrispondenti. Nell'appendice 1<sup>7</sup> abbiamo riportato i risultati completi dei modelli,

<sup>4</sup> Le sintassi per costruire le variabili e stimare tutti i modelli statistici illustrati in questo articolo sono disponibili on line sul sito di Polis ([www.cattaneo.org/polis.htm](http://www.cattaneo.org/polis.htm)) nella sezione «Materiali aggiuntivi non pubblicati».

<sup>5</sup> Le sigle riportate all'interno di tutte le figure si riferiscono alla classe di origine. Per il loro significato si rimanda alla tab. 1.

<sup>6</sup> Seguiamo dunque la logica di fondo del cosiddetto «modello delle transizioni scolastiche» (Mare 1981), ma utilizziamo modelli non condizionati per evitare il problema della selettività differenziale tra coorti (*dynamic selection bias*). Si noti che, quando impieghiamo modelli non condizionati, l'egualitarizzazione visibile a un dato livello di istruzione riflette l'effetto cumulato delle trasformazioni verificatesi a quel livello e a tutti quelli inferiori.

<sup>7</sup> L'appendice 1 è disponibile on line sul sito di Polis ([www.cattaneo.org/polis.htm](http://www.cattaneo.org/polis.htm)) nella sezione «Materiali aggiuntivi non pubblicati».



TAB. 1. *Soggetti che hanno conseguito almeno la licenza media, il diploma e la laurea per classe di origine (valori percentuali)*

	Lic. media	Diploma	Laurea
Borghesia (Bor)	87,7	82,2	36,1
Classe media impiegatizia (Cmi)	83,6	73,1	19,1
Piccola borghesia urbana (Pbu)	66,1	53,3	11,0
Piccola borghesia agricola (Pba)	33,2	21,8	3,2
Classe operaia urbana (Cou)	57,6	40,1	4,5
Classe operaia agricola (Coa)	28,6	14,7	2,1
Totale	52,9	44,0	8,9
(N)	(36.319)	(68.141)	(57.233)

*Nota:* Le stime si riferiscono solo alle coorti di nascita e alle fasce di età incluse nei modelli multivariati (si veda tab. 2).

*Fonte:* Nostra elaborazione su dati Istat, indagine Multiscopo 1998 e 2003.

con gli intervalli di confidenza necessari ad apprezzare l'incertezza che circonda le stime puntuali.

È sufficiente uno sguardo di insieme alle figg. 1-3 per rilevare la tendenza generalizzata alla progressiva riduzione, a tutti i livelli di istruzione, del vantaggio competitivo di cui godeva la borghesia nella prima coorte. Inoltre, si può notare che questa tendenza è nettamente più pronunciata per le classi agricole, in particolare per i figli di coltivatori diretti, mentre procede a velocità minore nel caso della piccola borghesia urbana e della classe operaia urbana; infine la posizione relativa della classe media impiegatizia rimane perfettamente invariata. Sappiamo che le classi agricole partivano da una situazione di forte svantaggio, per non dire di vera e propria emarginazione scolastica, mentre il divario che separa i colletti bianchi dalla borghesia è sempre stato piuttosto contenuto in Italia, come segnalato da numerose altre ricerche (Breen *et al.* 2009a; Barone *et al.* 2009; Manzo 2009). Dunque, non solo le classi sociali sottoposte alla borghesia recuperano terreno, ma quelle che partivano dalle posizioni più arretrate registrano il miglioramento più marcato, avvicinandosi quindi anche alle altre classi subordinate. Inoltre, va sottolineato che nella prima coorte le due classi rurali coprivano oltre la metà della popolazione studentesca e che nella terza esse comprendevano ancora quasi quattro individui su dieci. Questo basta, di per sé, a qualificare la diminuzione delle Doi come un fenomeno di massa.

Per dare un'idea dell'intensità della riduzione delle Doi, basta osservare che i parametri *logit* che abbiamo stimato potevano assumere valori compresi tra  $-6$  e  $0$ . Il primo valore corrisponde a una situazione di svantaggio estremo rispetto alla borghesia, mentre il secondo descrive

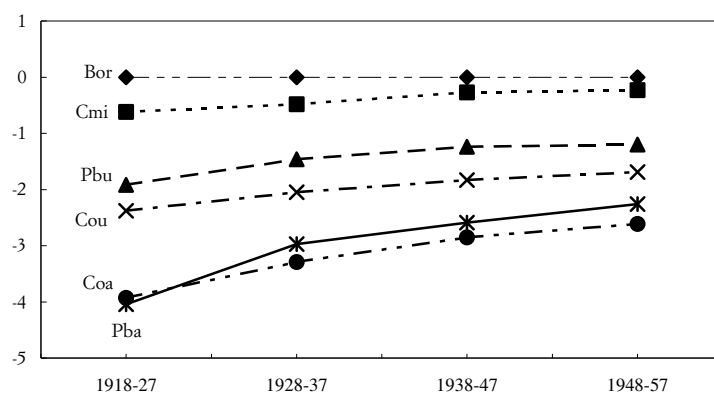


FIG. 1. Influenza della classe di origine sul conseguimento della licenza media per coorte di nascita. Parametri *logit* dei modelli di regressione logistica binomiale.

Fonte: Nostra elaborazione su dati Istat, indagine Multiscopo 1998 e 2003.

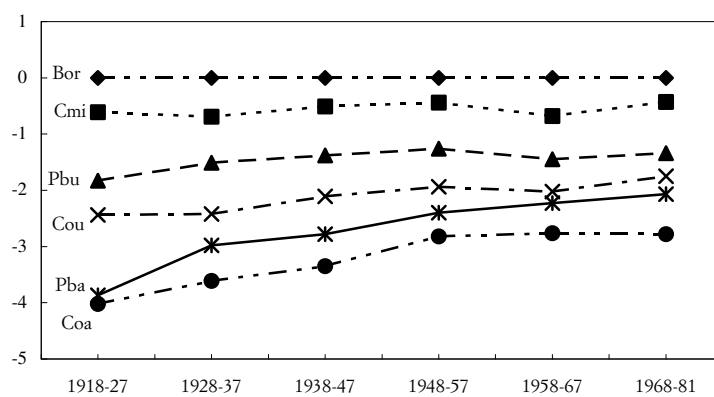


FIG. 2. Influenza della classe di origine sul conseguimento del diploma per coorte di nascita. Parametri *logit* dei modelli di regressione logistica binomiale.

Fonte: Nostra elaborazione su dati Istat, indagine Multiscopo 1998 e 2003.

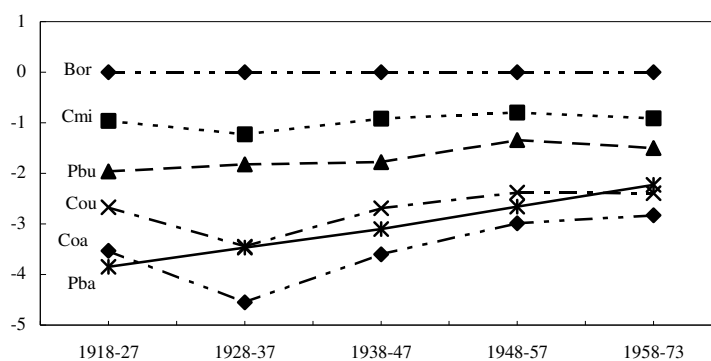


FIG. 3. Influenza della classe di origine sul conseguimento della laurea per coorti di nascita. Parametri *logit* dei modelli di regressione logistica binomiale.

Fonte: Nostra elaborazione su dati Istat, indagine Multiscopo 1998 e 2003.

una condizione di perfetta parità<sup>8</sup>. Ebbene, possiamo affermare allora che le due classi agricole erano gravemente svantaggiate a tutti i livelli di istruzione nelle coorti iniziali, ma hanno recuperato terreno visibilmente. Ad esempio, la fig. 2 ci dice che, nel caso della piccola borghesia agricola, il *logit* relativo al conseguimento dei diplomi passa da  $-3,87$  a  $-2,07$ . Invece, il valore corrispondente per la classe operaia urbana passa da  $-2,44$  a  $-1,75$ : una riduzione statisticamente significativa (appendice 1), ma certo non cospicua. Ad ogni modo, tutti i valori *logit* restano ben lontani dalla soglia 0 di perfetta parità: tutte le classi subordinate (eccetto la classe media impiegatizia) rimangono ancora a una distanza considerevole dalla borghesia. Esse hanno imboccato la strada che conduce all'egualianza perfetta, ma la percorrono molto lentamente.

<sup>8</sup> In teoria i parametri *logit* possono variare entro l'intervallo  $(+\infty, -\infty)$ , ma nel nostro caso valori positivi indicherebbero che le Doi si sono dapprima annullate e poi addirittura capovolte: uno scenario scarsamente realistico. Il valore  $-6$  corrisponde ad una situazione di svantaggio estremo, dove la quasi totalità (95%) della classe superiore ottiene un dato titolo di studio e la quasi totalità (95%) della classe subordinata non lo consegue. Valori compresi tra  $-6$  e  $-\infty$  corrispondono quindi a situazioni di perfetta saturazione della classe superiore (o, viceversa, di completa marginalizzazione di quella subordinata): in questi casi, lo studio delle disparità relative è di dubbio interesse sostantivo e, peraltro, la stima dei modelli di regressione logistica diventa problematica.

È interessante osservare come, per tutte le classi di origine e per tutti gli esiti scolastici considerati, l'andamento dei parametri tra coorti sia approssimato piuttosto bene da una linea retta. In altre parole, la riduzione delle Doi si configura come una tendenza graduale di lungo periodo (figg. 1-3). Con un'eccezione di rilievo: tra la prima e la seconda coorte, rileviamo un deterioramento delle opportunità di conseguire la laurea per i figli di operai e di braccianti agricoli<sup>9</sup>. Come conseguenza di questa discontinuità, nel caso della laurea osserviamo una tendenza lineare di riduzione delle Doi solo se confrontiamo la seconda coorte con l'ultima. Se confrontiamo, invece, la prima coorte con l'ultima, l'andamento diventa curvilineare e, nel complesso, la diminuzione delle Doi appare esigua per tutte le classi, tranne che per la piccola borghesia agricola. In breve, le evidenze empiriche più nette di una democratizzazione dell'istruzione riguardano la secondaria inferiore e superiore, mentre la situazione appare un po' più sfumata a livello terziario.

Quanto valgono in termini assoluti i mutamenti delle distanze relative tra classi appena descritti? I parametri stimati dai modelli di regressione logistica non sono influenzati dai tassi globali di scolarità. Ad esempio, tra la prima e la quinta coorte, il tasso di laureati è cresciuto dal 3,7% all'11,7%, ma questo non incide sui risultati appena commentati. Questa proprietà (nota come «insensibilità ai marginali») è molto importante, perché permette di distinguere analiticamente i cambiamenti delle Doi dai fenomeni di espansione scolastica. Detto altrimenti, se il concetto di «eguaglianza delle opportunità» è distinto da quello di «espansione scolastica» – e questo francamente ci pare ovvio – allora dobbiamo misurare il primo senza rischiare di confonderlo col secondo. Dopo che lo abbiamo fatto, però, possiamo chiederci in quale rapporto stiano questi due termini<sup>10</sup>. La loro relazione è di natura *interattiva* (Pisati 2002). Questo significa che la medesima diminuzione delle Doi produce conse-

<sup>9</sup> Potrebbe trattarsi di un'intensificazione contingente delle Doi in concomitanza con gli eventi bellici; oppure questo risultato potrebbe essere fittizio, dovuto a un problema di mortalità differenziale nella coorte più anziana (che include individui sino a 80 anni di età). In entrambi i casi, sorprende che questa anomalia riguardi solo il conseguimento delle lauree. È più plausibile che essa rifletta semplicemente il numero assai esiguo di laureati in queste due classi di origine nelle prime due coorti (solo sette figli di braccianti agricoli si sono laureati nella seconda coorte).

<sup>10</sup> Secondo alcuni autori, si tratta di una relazione di causa-effetto. Essi si chiedono, cioè, se l'espansione scolastica *provochi* una riduzione delle Doi (Shavit *et al.* 2009), ma questa lettura è problematica perché si tratta di cambiamenti simultanei e interdipendenti.

TAB. 2. *Disparità in base alla classe di origine nel conseguimento della licenza media, del diploma e della laurea: stime puntuali ed errori standard degli effetti marginali per coorte di nascita*

	Licenza media		Diploma		Laurea	
	Coeff.	E.s.	Coeff.	E.s.	Coeff.	E.s.
	<i>Coorte 1918-27</i>		<i>Coorte 1918-27</i>		<i>Coorte 1918-27</i>	
Cmi	-0,11	0,04	-0,14	0,05	-0,13	0,03
Pbu	-0,41	0,04	-0,41	0,03	-0,20	0,01
Pba	-0,73	0,02	-0,59	0,01	-0,23	0,00
Cou	-0,51	0,04	-0,49	0,02	-0,22	0,01
Coa	-0,73	0,02	-0,60	0,01	-0,24	0,00
	<i>Coorte 1928-37</i>		<i>Coorte 1928-37</i>		<i>Coorte 1928-37</i>	
Cmi	-0,08	0,03	-0,17	0,04	-0,15	0,02
Pbu	-0,30	0,04	-0,35	0,03	-0,19	0,01
Pba	-0,62	0,02	-0,53	0,01	-0,23	0,00
Cou	-0,45	0,03	-0,48	0,02	-0,22	0,00
Coa	-0,67	0,02	-0,57	0,01	-0,23	0,00
	<i>Coorte 1938-47</i>		<i>Coorte 1938-47</i>		<i>Coorte 1938-47</i>	
Cmi	-0,03	0,02	-0,11	0,03	-0,16	0,02
Pbu	-0,21	0,03	-0,32	0,02	-0,24	0,01
Pba	-0,52	0,03	-0,57	0,01	-0,29	0,00
Cou	-0,34	0,03	-0,47	0,02	-0,28	0,01
Coa	-0,58	0,02	-0,62	0,01	-0,30	0,00
	<i>Coorte 1948-57</i>		<i>Coorte 1948-57</i>		<i>Coorte 1948-57</i>	
Cmi	-0,01	0,01	-0,08	0,02	-0,17	0,02
Pbu	-0,10	0,02	-0,26	0,02	-0,25	0,01
Pba	-0,27	0,03	-0,53	0,02	-0,35	0,01
Cou	-0,17	0,02	-0,43	0,02	-0,34	0,01
Coa	-0,35	0,04	-0,61	0,02	-0,36	0,00
			<i>Coorte 1958-67</i>		<i>Coorte 1958-73</i>	
Cmi			-0,10	0,02	-0,18	0,01
Pbu			-0,27	0,02	-0,26	0,01
Pba			-0,46	0,02	-0,31	0,01
Cou			-0,41	0,02	-0,32	0,00
Coa			-0,58	0,02	-0,34	0,00
			<i>Coorte 1968-81</i>			
Cmi			-0,05	0,01		
Pbu			-0,22	0,02		
Pba			-0,39	0,02		
Cou			-0,31	0,02		
Coa			-0,56	0,02		

*Nota:* Categoria di riferimento: borghesia.

Per le numerosità complessive dei diversi modelli si rinvia all'appendice 1.

*Fonte:* Nostra elaborazione su dati Istat, indagine Multiscopo 1998 e 2003.

guenze profondamente diverse sulle distanze assolute tra classi sociali, a seconda del tasso globale di scolarità, come ci accingiamo a illustrare.

Teniamo presente che le Doi sono espresse dai parametri *logit*, mentre le «differenze assolute tra classi» altro non sono che i semplici scarti tra classi sociali nelle probabilità di conseguire i diversi titoli di studio. Tali differenze possono essere stimate un po' più accuratamente calcolando i cosiddetti «effetti marginali», come abbiamo fatto, ma la sostanza non cambia molto. Ebbene, tra la prima e la quarta coorte, il distacco della classe operaia urbana dalla borghesia nelle chance di ottenere la licenza media passa da -51% a -17%, quindi il loro divario si riduce di 34 punti percentuali (tab. 2). Analogamente, tra la prima e l'ultima coorte, la distanza tra queste due classi sociali nelle probabilità di raggiungere il diploma diminuisce di 18 punti percentuali. Le variazioni riguardanti le altre classi sociali sono di entità simile, o addirittura maggiore, nell'istruzione secondaria di primo e secondo grado (con la solita eccezione della classe media impiegatizia). Si tratta di cambiamenti considerevoli che illustrano come gli effetti della diminuzione delle Doi siano stati potenziati dalla massiccia espansione della scolarità a livello secondario.

Ma cosa succede se rivolgiamo l'attenzione all'istruzione universitaria, dove l'espansione è stata decisamente più contenuta (Triventi e Trivellato 2008)? Scopriamo che il vantaggio della borghesia sulle altre classi sociali è *cresciuto* tra i 5 e i 10 punti percentuali<sup>11</sup>. In altre parole, a questo livello la diminuzione delle distanze relative tra classi coesiste con l'aumento delle distanze assolute. Nel complesso, le disuguaglianze assolute declinano fortemente a livello secondario, ma crescono moderatamente a livello terziario, ossia quello decisivo per accedere alle classi superiori: un altro motivo per guardare alla diminuzione delle Doi senza eccessivi entusiasmi.

<sup>11</sup> La stima degli effetti marginali rappresenta un utile complemento dell'analisi basata sui parametri *logit*, anche alla luce del recente dibattito sulla possibilità di utilizzare i secondi per svolgere confronti tra coorti (Mood 2009). Gli effetti marginali sono stati stimati utilizzando il comando *margeff* di Stata. Poiché i mutamenti inter-coorte sono praticamente lineari, possiamo limitarci a confrontare la prima e l'ultima coorte. In ogni caso, l'andamento rilevato negli studi terziari non muta se utilizziamo la penultima coorte come termine di paragone. Esso dipende dal fatto che, se le Doi rimangono costanti, le disuguaglianze assolute tra classi sociali tendono a crescere quando il tasso globale di scolarità a un dato livello cresce sino al 50%, e a diminuire quando esso varca questa soglia (Pisati 2002). Ebbene, i tassi di conseguimento della licenza media e del diploma hanno superato abbondantemente questo valore, ma così non è per il tasso di laureati. Pertanto, all'università le distanze assolute tra classi tendono ad aumentare. La *diminuzione* delle Doi a questo livello non è abbastanza forte da compensare tale tendenza.

#### 4. Risultati: il declino delle disparità in base all'istruzione familiare

Abbiamo ripetuto le analisi appena descritte utilizzando come indicatore delle origini sociali il grado di istruzione dei genitori, invece della loro classe sociale. Per l'esattezza, abbiamo tradotto il titolo di studio di ciascun genitore in anni equivalenti (ad esempio: la licenza media corrisponde a otto anni di scolarità), dopodiché abbiamo calcolato la media degli anni di istruzione dei due genitori. Infine, abbiamo stimato i modelli illustrati nella sezione precedente, sostituendo la classe di origine con questa misura del grado di scolarità familiare.

Le figg. 4-6 mostrano che, ad esempio, nella prima coorte, un anno di istruzione in più dei genitori assicurava ai figli un rilevante vantaggio (circa 0,6 punti *logit*) nelle chance di conseguire la licenza media. Questo significa che la differenza tra genitori con la licenza elementare e genitori diplomati, pari a otto anni di istruzione, equivaleva a 4,8 *logit* ( $0,6 * 8$ ). Dunque, il grado di scolarità familiare esercitava una notevole influenza nella secondaria inferiore. Salendo ai livelli di istruzione superiori, tale influenza diminuiva, pur restando sempre assai pronunciata, più ancora di quella della classe di origine. Cos'è successo nelle coorti successive? Le Doi associate al livello di istruzione dei genitori sono diminuite in tutti gli ordini di studio. La riduzione è sostanziale nell'istruzione secondaria inferiore e superiore, mentre appare più debole e meno lineare in quella universitaria, dove comunque resta statisticamente significativa, se confrontiamo l'ultima coorte con la prima (appendice 1)<sup>12</sup>. Si noti che, se invece confrontiamo l'ultima coorte con la penultima, non troviamo alcuna traccia di cambiamento. Del resto, le due coorti più recenti evidenziano deboli segnali di discontinuità in tutte le analisi che abbiamo presentato: questo suggerisce un possibile rallentamento del trend egualitario, come discuteremo più avanti.

Vediamo adesso cosa succede quando introduciamo simultaneamente nello stesso modello sia l'occupazione, sia il livello di istruzione della famiglia di provenienza, in modo da rappresentare l'influenza complessiva delle origini sociali (tab. 3). Poiché questa specificazione congiunta

<sup>12</sup> La media degli anni di scolarità dei genitori è una misura continua, dunque parsimoniosa, del livello di istruzione familiare. Naturalmente, l'effetto di questa variabile non è perfettamente lineare, tuttavia l'approssimazione lineare non crea distorsioni rilevanti. Se usiamo una variabile categoriale relativa ai titoli di studio del padre o della madre, troviamo che diminuisce soprattutto il vantaggio competitivo assicurato dalla licenza media o dal diploma dei genitori (peraltro, i genitori laureati si contano sulle dita di una mano, almeno sino all'ultima coorte).



FIG. 4. Influenza dell'istruzione familiare sul conseguimento della licenza media per coorte di nascita. Parametri *logit* dei modelli di regressione logistica binomiale.

Fonte: Nostra elaborazione su dati Istat, indagine Multiscopo 1998 e 2003.

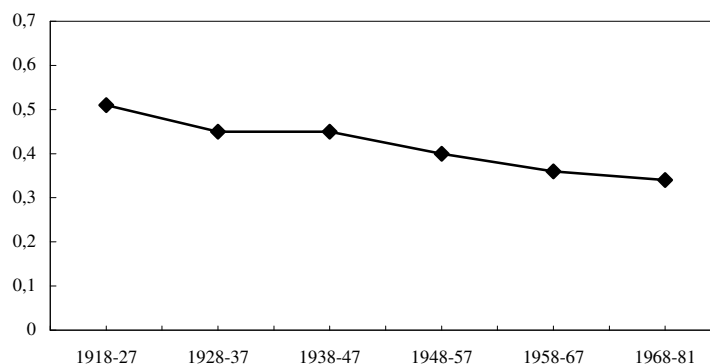


FIG. 5. Influenza dell'istruzione familiare sul conseguimento del diploma per coorte di nascita. Parametri *logit* dei modelli di regressione logistica binomiale.

Fonte: Nostra elaborazione su dati Istat, indagine Multiscopo 1998 e 2003.

richiede maggiore potere statistico, abbiamo utilizzato tre coorti ventennali, al posto dello schema più disaggregato impiegato in precedenza.



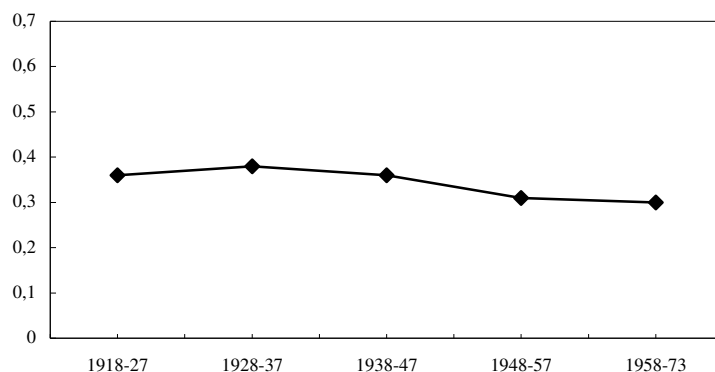


FIG. 6. Influenza dell'istruzione familiare sul conseguimento della laurea per coorte di nascita. Parametri *logit* dei modelli di regressione logistica binomiale.

Fonte: Nostra elaborazione su dati Istat, indagine Multiscopo 1998 e 2003.

Inoltre, invece di scomporre l'analisi per ordini di studio, intendiamo fornire uno sguardo di insieme sull'evoluzione delle Doi, tramite un modello di regressione logistica stereotipa (Anderson 1984) dove la variabile dipendente è il massimo livello di istruzione raggiunto (licenza elementare, licenza media, diploma o laurea)<sup>13</sup>.

Come si può vedere, le conclusioni centrali delle precedenti analisi non mutano nella sostanza e, quel che più conta, troviamo una diminuzione delle influenze relative sia alla classe di origine, sia al grado di istruzione familiare. Naturalmente, quando introduciamo congiuntamente

<sup>13</sup> Questo modello può essere inteso come una variante della regressione logistica ordinale che rilassa l'assunto dei *proportional odds* «pesando» gli effetti delle variabili indipendenti in maniera differente a seconda della specifica categoria della variabile dipendente. Questi pesi vengono stimati dal modello e sono dati dai parametri  $\phi$  che sono compresi tra 0 e 1. Nel nostro caso, essi indicano che la distanza tra licenza elementare (1) e licenza media (0,44) è nettamente maggiore di quella tra quest'ultima e il diploma (0,20) che, a sua volta, è lievemente maggiore della distanza tra diploma e laurea (0). Questo significa che l'influenza delle variabili indipendenti declina al progredire della carriera scolastica, un risultato noto da tempo in letteratura. Cameron e Heckman (1998) hanno sostenuto che si trattava di un risultato fittizio, legato ai problemi di selettività differenziale del modello di Mare (1981), ma questi problemi sono assenti nei modelli di regressione logistica stereotipa.

TAB. 3. *Disparità in base alla classe di origine e all'istruzione familiare nel livello di scolarità raggiunto. Stime puntuali e intervalli di confidenza (95%) del modello di regressione logistica stereotipa.*

	Limite inferiore	Stima puntuale	Limite superiore
Coorte 1938-57	0,59	1,17	1,74
Coorte 1958-73	1,39	2,00	2,61
Anni di istruz. fam.	0,72	0,76	0,80
Anni di istruz. fam. * Coorte 1938-57	-0,04	0,00	0,05
Anni di istruz. fam. * Coorte 1958-73	-0,16	-0,11	-0,06
Cmi	-0,70	-0,30	0,10
Pbu	-1,82	-1,44	-1,07
Pba	-3,72	-3,33	-2,94
Cou	-2,37	-2,01	-1,65
Coa	-3,93	-3,53	-3,13
Coorte 1938-57 * Cmi	-0,23	0,29	0,80
Coorte 1938-57 * Pbu	0,00	0,48	0,96
Coorte 1938-57 * Pba	0,42	0,91	1,40
Coorte 1938-57 * Cou	-0,14	0,32	0,78
Coorte 1938-57 * Coa	0,28	0,78	1,28
Coorte 1958-73 * Cmi	-0,97	-0,45	0,07
Coorte 1958-73 * Pbu	-0,40	0,10	0,60
Coorte 1958-73 * Pba	0,80	1,32	1,85
Coorte 1958-73 * Cou	-0,48	0,00	0,48
Coorte 1958-73 * Coa	0,36	0,89	1,43
Genere: Femmina	-1,50	-1,35	-1,20
Coorte 1938-57 * genere	0,22	0,39	0,56
Coorte 1958-73 * genere	1,38	1,57	1,75
Area di residenza: Nord-est	-0,09	0,00	0,09
Area di residenza: Centro	0,21	0,30	0,40
Area di residenza: Sud e isole	0,29	0,37	0,45
Phi1: Licenza elementare	1,00	1,00	1,00
Phi2: Licenza media	0,43	0,44	0,45
Phi3: Diploma	0,19	0,20	0,21
Phi4: Laurea	0,00	0,00	0,00

*Nota:* N = 61.397. Categorie di riferimento: coorte di nascita: 1918-37; classe di origine: borghesia; genere: maschio, area di residenza: Nord-ovest.

*Fonte:* Nostra elaborazione su dati Istat, indagine Multiscopo 1998 e 2003.

queste due variabili, i loro effetti tendono ad assorbirsi a vicenda, sicché il calo delle Doi in base all'istruzione dei genitori appare ora più lieve ed è limitato alla terza coorte; inoltre solamente le classi agricole esibi-

scono un miglioramento statisticamente significativo delle opportunità di istruzione<sup>14</sup>. Siamo indotti a concludere, una volta di più, che una riduzione delle disuguaglianze si è verificata, ma che esse restano ancora molto forti.

Infine, prima di terminare il commento dei risultati sostantivi, menzioneremo brevemente gli esiti di alcune analisi di controllo. Innanzitutto, l'aggregazione delle due rilevazioni Multiscopo 1998 e 2003 non pone particolari problemi, dal momento che esse concordano assai strettamente nel descrivere l'evoluzione temporale delle Doi. Analogamente, abbiamo evitato di presentare elaborazioni distinte per uomini e donne, perché i due andamenti esibiscono una notevole somiglianza, fatta salva la riduzione progressiva, la scomparsa e il successivo capovolgimento delle disparità di genere (appendice 1), già ampiamente documentati in letteratura<sup>15</sup>. Non produce conseguenze di rilievo sulle nostre conclusioni neppure la scelta di aggregare le qualifiche professionali ai diplomi, piuttosto che mantenerle come categoria distinta. Infine, il risultato centrale della diminuzione delle Doi è robusto anche rispetto a un diverso «ritaglio» delle coorti e all'esclusione di quella più anziana, come del resto si può desumere dalle figure sopra riportate.

#### 4. *La questione dei grandi numeri nell'inferenza statistica*

L'ultimo passo da compiere prima di discutere le implicazioni sostantive dei nostri risultati è confrontarli con quelli delle ricerche precedenti e cercare di fare luce sulle eventuali divergenze. Innanzitutto, dovrebbe essere chiaro che non si sta parlando di discordanze gravi. In fin

<sup>14</sup> Se stimiamo modelli di regressione logistica binomiale distinti per il conseguimento della licenza media, del diploma o della laurea scopriamo che la diminuzione delle Doi collegate all'istruzione familiare non interessa gli studi universitari e riguarda soprattutto la secondaria superiore, dove l'influenza degli anni di scolarità dei genitori diminuisce quasi di un terzo (anche controllando per la classe di origine). Se stimiamo modelli di regressione logistica stereotipa che includono solo la classe di origine, oppure solo l'istruzione dei genitori, i risultati ottenuti ricalcano quelli presentati nelle figg. 1-6 (elaborazioni disponibili su richiesta agli autori).

<sup>15</sup> Ad esempio, se stimiamo modelli *unidiff* per il conseguimento dei diplomi, i parametri  $k$  che sintetizzano l'intensità delle Doi declinano tra la prima e l'ultima coorte da 0,70 a 0,46 nei dati Multiscopo del 1998 e da 0,77 a 0,46 in quelli del 2003. Analogamente, per i maschi il calo delle Doi è da 0,72 a 0,43 e per le femmine da 0,76 a 0,51. Un altro controllo di robustezza riguarda l'impiego dei pesi campionari: abbiamo verificato che i nostri risultati sostantivi non cambiano se si applica una procedura di ponderazione nei modelli multivariati.

dei conti, il dibattito attuale, nella letteratura italiana così come in quella internazionale, è tra chi sostiene la tesi della perfetta stabilità delle Doi e chi avanza, invece, quella di un moderato declino. Come anticipato, riteniamo che la questione del potere statistico rappresenti un importante fattore di disaccordo tra studiosi.

Il potere statistico di un test viene comunemente definito come la probabilità che esso conduca a respingere (correttamente) un'ipotesi nulla falsa. Nel nostro caso, se l'ipotesi nulla afferma che le Doi rimangono stabili tra coorti, mentre in realtà esse stanno calando, il potere statistico è dato dalla probabilità di rigettare l'ipotesi errata della persistenza, rilevando invece la tendenza al declino delle disuguaglianze di istruzione. Si intende facilmente che la dimensione campionaria svolge un ruolo fondamentale al riguardo. Insomma, per rintracciare un'eventuale diminuzione delle Doi serve un numero di casi sufficiente (Vallet 2004; Breen *et al.* 2009a).

Ma come stabilire se il campione a nostra disposizione è abbastanza grande, oppure troppo piccolo? Va sottolineato che quest'ordine di valutazioni dipende, innanzitutto, dagli interrogativi del ricercatore. Nel nostro caso, se intendessimo studiare la distribuzione di una singola variabile (ad esempio: il livello di istruzione della popolazione), oppure la distribuzione congiunta di due variabili (ad esempio: l'associazione tra origini sociali e livello di istruzione), un campione di qualche migliaio di casi consentirebbe di ottenere stime molto accurate. Tuttavia, questa stessa numerosità può rivelarsi del tutto insufficiente se, invece, vogliamo esaminare come la relazione tra due variabili muti in funzione di una terza variabile (ad esempio: il cambiamento tra coorti dell'associazione tra origini sociali e livello di istruzione).

Non sorprende, quindi, che le ricerche recenti sull'andamento nel tempo delle Doi abbiano perseguito una massimizzazione del potere statistico, per due vie (Müller *et al.* 1996; Breen *et al.* 2009a). Da un lato, si sono cumulate due o più banche-dati, in modo da accrescere il numero complessivo di casi a disposizione. Dall'altro lato, sono state utilizzate sempre più spesso tecniche di analisi parsimoniose e potenti, come il modello log-lineare *unidiff*, la regressione logistica ordinale o la regressione stereotipa (Erikson e Goldthorpe 1992; Breen *et al.* 2009b; Barone 2009a). Naturalmente, queste innovazioni metodologiche sollevano, a loro volta, nuove questioni. Ad esempio, quando accumuliamo molteplici banche-dati, occorre verificare se esse presentino discordanze di rilievo. Inoltre, le tecniche di analisi appena menzionate guadagnano in potere statistico perché poggiano su alcuni assunti «forti» che bisogna vagliare attentamente. Se questi controlli danno esito positivo, però, tali innovazioni offrono l'in-

dubbio vantaggio di accrescere il potere statistico: se una diminuzione delle Doi è effettivamente avvenuta, diventa più facile rintracciarla.

Si potrebbe obiettare che, con una dimensione campionaria elevata e tecniche statistiche potenti, sorge il rischio di giudicare significativo qualunque effetto, inclusi quelli di entità risibile (alcuni manuali di statistica sembrano, addirittura, raccomandare di non lavorare con numerosità «troppo» alte per evitare questo presunto pericolo). Tuttavia, questa argomentazione nasce da un fraintendimento: un numero di casi elevato consente semplicemente di ridurre l'incertezza che circonda le stime di interesse, ma non «gonfia» artificiosamente le stime stesse. Più precisamente, una cospicua dimensione campionaria permette di ridurre l'intervallo di confidenza attorno alle stime puntuali, ma non inflaziona in alcun modo le stime stesse. Dunque, se il ricercatore pone attenzione ai valori delle stime, non corre alcun rischio: avrà solo maggiore fiducia nelle conclusioni che raggiunge. I grandi numeri sono sempre meglio dei piccoli numeri. L'importante è non fermarsi alla logica binaria dei test di significatività che ci dicono solamente se un effetto è diverso da zero e interpretare attentamente il valore di questo effetto (Pisati 2003), come abbiamo cercato di fare nelle sezioni precedenti.

Per illustrare l'importanza dei grandi numeri, possiamo mostrare cosa sarebbe successo se avessimo lavorato con numerosità di poche migliaia di casi. Cercheremo di alimentare l'immaginazione del lettore al riguardo mediante un'analisi di *bootstrap*, che consiste nell'estrarre dal nostro campione di partenza cento sottocampioni di numerosità inferiore, specificando poi gli stessi modelli utilizzati in precedenza. Gli errori standard e gli intervalli di confidenza ottenuti varieranno in funzione delle dimensioni campionarie prescelte per i sottocampioni, simulando così l'incertezza delle stime che si avrebbe lavorando con campioni più piccoli. Naturalmente, si tratta di un'approssimazione di quello che accadrebbe se estraessimo i cento campioni dalla popolazione, invece che dai dati Multiscopo, ma se questi ultimi non sono distorti in misura rilevante, la simulazione che si ottiene sarà piuttosto realistica.

Per evitare di appesantire l'esposizione, illustreremo un singolo esempio, relativo al declino delle disparità di classe nelle chance di conseguire un diploma avvenuto tra la prima coorte (1918-27) e l'ultima (1968-81). Nella tab. 4, abbiamo riportato i parametri che descrivono il miglioramento delle opportunità di istruzione delle classi subordinate rispetto alla borghesia. Sappiamo dalle analisi sopra presentate che si tratta di mutamenti rilevanti, sia in termini relativi che assoluti, nonché statisticamente significativi se utilizziamo l'intero campione Multiscopo che ci consente di lavorare su oltre 4.000 casi solo per la prima coorte (ap-

TAB. 4. *Simulazione mediante bootstrap degli effetti della numerosità campionaria sull'incertezza delle stime relative alle disparità di classe nel conseguimento del diploma: stime puntuali dei parametri logit e intervalli di confidenza (95%)*

	Limite inferiore	Stima puntuale	Limite superiore	Limite inferiore	Stima puntuale	Limite superiore
	Coorte 1918-27			Coorte 1968-71		
<i>N = 1.000</i>						
Cmi	-1,40	-0,61	0,18	-1,10	-0,43	0,24
Pbu	-2,59	-1,83	-1,07	-1,97	-1,34	-0,71
Pba	-4,86	-3,87	-2,88	-2,91	-2,07	-1,22
Cou	-3,12	-2,44	-1,76	-2,37	-1,75	-1,13
Coa	-4,95	-4,02	-3,10	-3,62	-2,78	-1,95
<i>N = 1.500</i>						
Cmi	-1,24	-0,61	0,02	-1,01	-0,43	0,14
Pbu	-2,46	-1,83	-1,19	-1,87	-1,34	-0,81
Pba	-4,61	-3,87	-3,13	-2,72	-2,07	-1,42
Cou	-3,01	-2,44	-1,87	-2,24	-1,75	-1,25
Coa	-4,91	-4,02	-3,14	-3,46	-2,78	-2,11
<i>N = 2.500</i>						
Cmi	-1,03	-0,61	-0,20	-0,82	-0,43	-0,05
Pbu	-2,23	-1,83	-1,42	-1,71	-1,34	-0,97
Pba	-4,42	-3,87	-3,32	-2,53	-2,07	-1,61
Cou	-2,86	-2,44	-2,02	-2,12	-1,75	-1,37
Coa	-4,59	-4,02	-3,46	-3,21	-2,78	-2,36

*Nota:* Categoria di riferimento: borghesia.

*Fonte:* Nostra elaborazione su dati Istat, indagine Multiscopo 1998 e 2003.

pendice 1). Ma cosa succederebbe se avessimo solo un migliaio di casi per questa coorte, ossia all'incirca la numerosità disponibile nella prima generazione di studi sulle Doi in Italia condotti sui dati Imsi? La tab. 4 indica che, se estraiamo cento sottocampioni di mille casi per ciascuna delle due coorti messe a confronto<sup>16</sup>, vediamo a malapena una significativa riduzione dello svantaggio della piccola borghesia agricola, ma l'incertezza delle stime è troppo elevata per concludere alcunché circa le al-

<sup>16</sup> Questi sottocampioni sono estratti, ovviamente, con reimmissione. Abbiamo verificato che le nostre conclusioni non cambierebbero in misura apprezzabile se aumentassimo il numero di estrazioni, né se considerassimo tutte le coorti invece di confrontare solo la prima e l'ultima.

tre classi sociali. Non potremmo quindi respingere l'ipotesi della persistenza delle Doi: in effetti, questa è la conclusione principale che emergeva dagli studi di prima generazione (Cobalti e Schizzerotto 1994; Schizzerotto 1994). Vediamo inoltre che, con 1.500 casi per coorte invece di 1.000, la situazione non cambierebbe granché. Questa è, approssimativamente, la numerosità di cui disporremmo nei dati Ilfi (oppure nei dati Imsi se «ritagliassimo» coorti più ampie, una soluzione adottata da alcune ricerche precedenti). Se invece cumulassimo le due banche dati, come hanno fatto diversi studi di seconda generazione, avremmo all'incirca 2.500 casi per coorte e cominceremo a intravedere che la diminuzione delle Doi interessa non solo le classi agricole, ma anche la classe operaia urbana, seppur con un'incertezza delle stime nient'affatto marginale (Ballarino e Schadee 2006; Breen *et al.* 2009b). In breve, ci pare che questi risultati riproducano, o quantomeno riecheggino da vicino, le diverse conclusioni ottenute dalle ricerche precedenti. Questo suggerisce che il potere statistico collegato alla numerosità campionaria disponibile svolge un ruolo importante nel dar conto della discrepanza di risultati in letteratura.

Si noti, inoltre, che in questo lavoro abbiamo condotto le analisi su tutti i membri di ciascuna coorte, mentre numerosi studi precedenti le restringevano a chi ha completato il livello di istruzione precedente (è il noto «modello di Mare», ad esempio: si esamina il conseguimento del diploma solo per chi si è iscritto alle scuole superiori). Così facendo, si assottigliava progressivamente la numerosità campionaria, giungendo talora a lavorare su poche centinaia di casi (oltre a creare altri problemi di stima dei modelli, si veda nota 8). Non sorprende che quasi tutti questi studi trovassero persistenti disuguaglianze, soprattutto ai livelli di istruzione superiori (Shavit e Blossfeld 1993), salvo quelli basati su grossi campioni (De Graaf e Ganzeboom 1993). Va poi messo in conto che il potere statistico dipende non solo dalla numerosità campionaria, ma anche dall'intensità dell'effetto da stimare: se questo è debole, servono più casi. Non stupisce, quindi, che le ricerche italiane precedenti abbiano rilevato più spesso il sostanziale miglioramento delle classi agricole che il lieve progresso delle classi urbane. La recente analisi comparativa di Pfeffer (2008) offre ancora un'altra occasione per il nostro elogio dei grandi numeri. Infatti, disponendo di meno di ottocento casi per coorte, diventa possibile trovare persistenti disuguaglianze in qualunque paese industrializzato, persino in Svezia: nessuno studio era riuscito sinora in questa impresa!

Si potrebbe obiettare che il potere statistico è solo uno dei fattori che spiegano il disaccordo in letteratura. Esistono certamente altre possibili-

tà, in particolare eventuali discrepanze tra fonti-dati e scelte operative differenti, soprattutto per quanto riguarda le origini sociali. In appendice 2 abbiamo replicato le analisi sul conseguimento di diplomi e lauree separatamente per i dati Imsi e Ilfi, utilizzando tre distinte operativizzazioni delle origini sociali. Troviamo incoraggiante il fatto che entrambe le banche-dati segnalino una riduzione dello svantaggio delle classi agricole, anche ai livelli scolastici superiori. Questo risultato viene più o meno enfatizzato a seconda delle diverse scelte operative e della fonte utilizzata, ma la direzione del cambiamento segnalata dalle stime puntuali è sempre la stessa. Tuttavia, l'incertezza che circonda queste stime è assai elevata: un'altra indicazione sul ruolo del potere statistico.

##### 5. Conclusioni: declino e inerzia delle disuguaglianze di istruzione

Le analisi presentate in questo lavoro indicano che nell'Italia contemporanea si è verificata un'apprezzabile diminuzione delle Doi. Questa non può essere «liquidata» sbrigativamente come un'attenuazione di lieve entità, per un motivo importante: essa coinvolge le classi agricole sin dalle prime coorti, quando esse coprivano oltre il 40% della popolazione italiana. La riduzione sostanziale del loro svantaggio *a tutti i livelli di istruzione* rappresenta il più importante cambiamento delle Doi avvenuto nel nostro paese (Barone 2009a). Si tratta di una trasformazione di grande portata che la prima generazione di ricerche italiane condotte negli anni novanta aveva sottovalutato.

Abbiamo visto, inoltre, che la diminuzione delle Doi in tutti gli ordini di studi interessa anche le classi urbane: i figli di operai e impiegati esecutivi, così come quelli di commercianti e piccoli imprenditori. Solo la classe media impiegatizia resta esclusa dalla democratizzazione dell'istruzione, ma essa si trovava a breve distanza dalla borghesia sin dalle prime coorti: questo risultato è stato peraltro documentato da molte altre ricerche e sappiamo che rappresenta una peculiarità del caso italiano (Barone *et al.* 2009; Breen *et al.* 2009a) che merita un approfondimento futuro (Manzo 2009 per un tentativo di spiegazione). La nostra analisi indica che, nel caso delle classi urbane, la riduzione delle Doi è di intensità moderata e comunque minore rispetto alle classi rurali.

Nell'arco di tempo considerato, la secondaria superiore ha rappresentato l'arena centrale della competizione scolastica tra classi sociali. Infatti, la scuola media ha raggiunto la saturazione sin dagli anni settanta, mentre il conseguimento della laurea è rimasto appannaggio di pochi studenti, almeno fino agli anni novanta, di modo che sino ad allora l'am-



pia maggioranza degli occupati nella classe media impiegatizia (e oltre un terzo dei membri della borghesia) in Italia possedeva il diploma, ma non la laurea. Acquista, dunque, particolare rilevanza il fatto che la riduzione delle Doi interessi pure il conseguimento del diploma e non sia ristretta solo alla scuola secondaria inferiore.

Abbiamo visto poi che la democratizzazione dell'istruzione riguarda non solo le disuguaglianze tra classi sociali, ma anche quelle collegate al grado di scolarità dei genitori. Si tratta di un risultato importante, perché le seconde incidono persino più delle prime sulle opportunità di studio. Inoltre, anche quando introduciamo congiuntamente queste due variabili nello stesso modello, troviamo che la loro influenza tende a diminuire: un risultato innovativo rispetto a tutte le ricerche italiane precedenti<sup>17</sup>. Peraltro, la riduzione delle Doi coinvolge sia gli uomini sia le donne. Del resto, è stato osservato anche in altri paesi europei come la Germania, la Francia o l'Olanda che sia i condizionamenti dell'occupazione dei genitori, sia quelli del loro titolo di studio diminuiscono in misura apprezzabile per entrambi i sessi (Breen *et al.* 2009b; Ganzeboom e Tam 2009).

Crediamo, quindi, di avere documentato empiricamente la tesi della riduzione delle Doi in Italia nella sua formulazione più estesa e onnicomprensiva. Al contempo, ci siamo preoccupati di sottolineare più volte che le disuguaglianze scolastiche dimostrano una formidabile inerzia. Diminuiscono, ma assai lentamente. Dopo sessant'anni di sviluppo economico e di espansione scolastica, esse restano ancora molto marcate. I nostri risultati emendano in maniera significativa, ma certamente non capovolgono, la tesi della stabilità temporale delle disuguaglianze scolastiche.

Due risultati meritano di essere sottolineati. Il primo è che la diminuzione delle Doi appare più timida e incerta nell'istruzione universita-

<sup>17</sup> Quando Ballarino e Schadee (2008, 399) introducono nello stesso modello entrambi gli indicatori delle origini sociali, trovano che «l'effetto dell'istruzione familiare risulta stabile nel tempo, mentre quello della classe di origine diminuisce. Controllando per istruzione familiare, nelle ultime coorti la disuguaglianza nelle opportunità educative di classe permane solo per quanto riguarda la classe operaia, e in misura molto inferiore al passato». È evidente da quanto abbiamo detto sinora che i nostri risultati contraddicono entrambe queste affermazioni: *a*) troviamo un declino nel tempo delle Doi riguardante entrambi gli indicatori, anche quando essi sono introdotti congiuntamente nello stesso modello; *b*) troviamo che le disuguaglianze di classe, misurate al netto di quelle in base all'istruzione dei genitori, nelle coorti recenti non si limitano *solo* allo svantaggio della classe operaia, ma investono pure i figli di lavoratori autonomi. Il lettore può immaginare facilmente qual è, a nostro avviso, il motivo principale dietro questa divergenza di risultati (par. 4).

ria, dove peraltro la riduzione delle distanze relative tra classi sociali coesiste addirittura con l'aumento delle distanze assolute. In altre parole, il calo delle Doi a questo livello di studi non è stato di intensità sufficiente a ridurre le differenze tra classi sociali nelle probabilità di conseguire la laurea. Anzi queste sono aumentate grazie alla prolungata stagnazione dell'istruzione terziaria derivante da un complesso di fattori, tra cui spiccava la tradizionale selettività degli atenei italiani (Capano 2000). Questo risultato è stato trascurato da quasi tutti gli studi recenti, salvo poche eccezioni (Pisati 2002; Schizzerotto e Barone 2006), ma pare invece assai significativo. Esso dimostra, infatti, che la diminuzione delle disuguaglianze relative produce conseguenze assai limitate quando non va di pari passo con una sostenuta espansione scolastica.

Le nostre analisi hanno incluso gli individui nati negli anni settanta che hanno terminato le scuole superiori nel corso degli anni novanta: si tratta di una novità rispetto agli studi precedenti. Abbiamo potuto vedere così che nell'ultima coorte il cambiamento in direzione egualitaria sembra rallentare, o forse addirittura arrestarsi. Questo vale sia per le scuole superiori sia per l'università (Bratti *et al.* 2008). L'età dell'oro della democratizzazione dell'istruzione è alle nostre spalle? È un po' troppo presto per dirlo, soprattutto se teniamo conto dell'incertezza che circonda le stime che abbiamo presentato. In ogni caso, è certo che, nelle due coorti più recenti, le classi agricole sono ormai pressoché scomparse, mentre lo svantaggio di quelle urbane non accenna a diminuire.

I nostri risultati suggeriscono, inoltre, che le riforme scolastiche degli anni sessanta (istituzione della scuola media unica e liberalizzazione degli accessi universitari) non hanno inciso granché sulle Doi. Infatti, queste avevano cominciato a diminuire già prima della loro approvazione e questa tendenza non è accelerata in seguito. Peraltro, esiste un consenso unanime in letteratura sull'inefficacia delle riforme degli anni sessanta che pure crearono uno dei sistemi scolastici più aperti e meno stratificati in Europa (Cobalti e Schizzerotto 1994; Shavit e Westerbeek 1998; Ballarino e Schadee 2006; Recchi 2007)<sup>18</sup>. Questo lascia supporre che i mutamenti delle Doi siano stati trainati più da fattori macro-economici e dalle connesse trasformazioni sociali piuttosto che dalle modi-

<sup>18</sup> Tuttavia, mancano studi che: *a*) svolgano un confronto a grana fina tra coorti di studenti entrati a scuola immediatamente prima e subito dopo l'introduzione delle singole riforme educative; *b*) epurino i differenziali così ottenuti dagli andamenti preesistenti, restituendo così l'effetto «puro» dei provvedimenti in esame. Ciò che permettono di affermare le analisi esistenti, incluse quelle presentate in questo lavoro, è che le riforme dell'istruzione non hanno prodotto effetti consistenti e resistenti nel tempo sul livello complessivo delle Doi.

fiche degli assetti ordinamentali della scuola italiana, in accordo con quanto rilevato anche in altre nazioni europee (Breen e Jonsson 2005; Breen *et al.* 2009a). Insomma, la «logica della modernizzazione» che combina sviluppo economico, benessere diffuso ed espansione scolastica è il primo candidato a dar conto dei cambiamenti osservati. I decisori politici potrebbero essere tentati, allora, di affidare i destini dell'istruzione italiana alle «magnifiche sorti progressive» della modernizzazione. Sennonché crediamo di avere mostrato che, dopo oltre mezzo secolo di sviluppo economico, la scuola italiana resta ancora profondamente diseguale. La modernizzazione e le riforme degli ordinamenti scolastici, in assenza di politiche sociali e per il diritto allo studio più incisive, si sono rivelate incapaci di sradicare le disuguaglianze di istruzione.

Sul piano metodologico, pensiamo che il nostro lavoro offra due contributi al dibattito. Il primo riguarda l'importanza del potere statistico e dei grandi numeri per l'analisi dell'andamento di lungo periodo delle Doi. Questo punto è stato sottolineato da più parti nel dibattito internazionale (Müller *et al.* 1996; Vallet 2004; Breen *et al.* 2009a), ma ci pare che avesse ricevuto sinora limitata attenzione negli studi italiani. Inoltre, grazie a un'analisi secondaria dei dati Imsi e Ilfi (appendice 2)<sup>19</sup>, abbiamo mostrato che le discrepanze tra dati e le differenze tra modalità di operativizzazione delle origini sociali possono aver alimentato, in qualche misura, una divergenza di risultati in letteratura; al contempo queste difficoltà non sembrano tali da intaccare la conclusione centrale che le Doi sono diminuite, ammesso che disponiamo di sufficiente potere statistico per identificare i cambiamenti verificatisi.

Il nostro secondo contributo riguarda la necessità di integrare l'analisi delle disparità relative con quella delle disparità assolute, soprattutto quando esse esibiscono andamenti così divergenti, come nel caso dell'università italiana: le prime declinano moderatamente, ma non abbastanza da precludere un aumento delle seconde. Si noti che questo sviluppo specifico dell'istruzione universitaria diventa visibile solo se analizziamo i diversi ordini di studio separatamente, invece di utilizzare la regressione logistica ordinale e le sue varianti, o i modelli *unidiff*, così popolari in anni recenti.

Resta inteso che le conclusioni raggiunte in questo lavoro andranno verificate e replicate su nuove fonti-dati, dove auspicabilmente l'operativizzazione della classe di origine potrà essere più accurata. In primo luogo, si tratta di raccogliere informazioni più dettagliate sullo specifico

<sup>19</sup> L'appendice 2 è disponibile on line sul sito di Polis ([www.cattaneo.org/polis.htm](http://www.cattaneo.org/polis.htm)) nella sezione «Materiali aggiuntivi non pubblicati».

lavoro dei genitori rispetto alla classificazione aggregata utilizzata nei dati Multiscopo. Va ricordato, peraltro, che i quesiti sulle origini sociali riguardano l'occupazione svolta dai genitori quando il rispondente aveva quattordici anni, quindi egli deve ricordare un'informazione relativa a un'altra persona che può risalire ad alcuni decenni addietro. La rilevazione delle origini sociali sconta, dunque, rischi di errore non marginali<sup>20</sup>.

In secondo luogo, diventa sempre più urgente introdurre nuove articolazioni negli schemi di classe, sinora basati quasi sempre sulla versione a sei modalità dello schema «Cobalti-Schizzerotto» (par. 2). Per fare un esempio, è possibile che il miglioramento delle opportunità scolastiche della classe operaia urbana dipenda (anche) dalla progressiva contrazione della sua componente dequalificata, a favore di quella più qualificata e del lavoro impiegatizio esecutivo. Questa ipotesi potrà essere verificata solo a patto di distinguere le tre frazioni di questa classe sociale.

In terzo luogo, abbiamo visto che i figli dei coltivatori diretti sono quelli che hanno goduto del miglioramento più netto delle opportunità di istruzione in tutti gli ordini di studi. Del resto, questo risultato è emerso praticamente in tutti i lavori condotti in precedenza. Rimane da capire, però, se i coltivatori diretti degli anni trenta siano realmente assimilabili a (e confrontabili con) quelli di mezzo secolo dopo (Erikson e Goldthorpe 1992). I primi erano spesso indistinguibili, sotto molti aspetti, dai braccianti agricoli, mentre i secondi somigliano a veri e propri imprenditori. La piccola borghesia agricola si è contratta pesantemente negli ultimi decenni e solo una ristretta élite di proprietari terrieri è sopravvissuta a questo processo di selezione darwiniana. Insomma, questa classe è mutata radicalmente al proprio interno, ma di queste trasformazioni non si trova traccia negli strumenti analitici impiegati sinora per lo studio delle Doi. È senz'altro necessario sviluppare un ragionamento approfondito sull'effettiva comparabilità nel lungo periodo degli schemi di classe.

Un'ultima avvertenza: in questo lavoro abbiamo identificato la nozione di «disuguaglianza delle opportunità di istruzione» con l'associazione osservata tra origini sociali ed esiti scolastici. Si tratta di una prassi tanto consolidata da essere data ormai quasi per scontata, anche se scontata non è. Infatti, il legame tra provenienze sociali e livello di istruzione raggiunto potrebbe riflettere non solo una ripartizione iniqua delle

<sup>20</sup> L'errore di memoria che ne deriva dovrebbe attenuare fittiziamente l'effetto delle origini sociali. Se tale errore è maggiore nella popolazione anziana, il «vero» effetto delle origini sociali è più forte nelle prime coorti. Quindi il «vero» declino delle Doi sarebbe ancora più pronunciato di quanto rivelato dalle nostre analisi.

risorse materiali e immateriali nella collettività, ma anche differenze nei talenti e nelle preferenze scolastiche degli studenti. Si noti che la questione essenziale, almeno per gli interrogativi di questo lavoro, è se tali differenze variano sistematicamente in base alla classe di origine e alla coorte di nascita, distorcendo quindi la stima dell'andamento nel tempo delle Doi. Sfortunatamente, con i dati disponibili attualmente, è piuttosto difficile rispondere a questo genere di interrogativi, ma è chiaro che essi dovranno prima o poi essere affrontati.

### Riferimenti bibliografici

- Anderson, J.A. (1984) *Regression and Ordered Categorical Variables*, in «Journal of the Royal Statistical Society», vol. 46, n. 1, pp. 1-30.
- Ballarino, G. e Schadee, H. (2006) *Espansione dell'istruzione e disegualianza delle opportunità educative nell'Italia contemporanea*, in «Polis», vol. XX, n.2, pp. 207-232.
- (2008) *La disuguaglianza delle opportunità educative in Italia, 1930-1980: tendenze e cause*, in «Polis», vol. XXII, n.3, pp. 373-402.
- Barone, C. (2005) *Schooling Inequalities in Italy and their Trends over Time*, relazione presentata alla conferenza del gruppo Educ del network di eccellenza *Equal-soc*, Mannheim, disponibile al sito: <http://portale.unitn.it/dsrs/portalpage.do?channelId=-48783&channel2Id=-48810>.
- (2009a) *A New Look at Schooling Inequalities in Italy and their Trends over Time*, in «Research in Social Stratification and Mobility», vol. 27, n. 2, pp. 92-109.
- (2009b) *The Debate about Educational Expansion and Inequality of Educational Opportunity: An Illustration from the Case of Italy*, in A. Hadjar e R. Becker (a cura di), *The Expected and Unexpected Consequences of Educational Expansion*, Berlino, Verlag, pp. 81-96.
- Schizzerotto, A. e Barone, R. (2009) *The Validation of the Esec Classification: The Case of Schooling Inequalities in Italy*, in D. Rose e G. Harrison (a cura di), *Social Class in Europe: An Introduction to the European Socio-economic Classification*, Londra, Routledge, pp. 124-161.
- Bratti, M., Checchi, D. e de Blasio, G. (2008) *Does the Expansion of Higher Education Increase the Equality of Educational Opportunities?*, Iza working paper n. 3361.
- Breen, R. e Goldthorpe, J. (1997) *Explaining Educational Differentials: Towards a Formal Rational Action Theory*, in «Rationality and Society», vol. 9, n. 3, pp. 275-305.
- e Jonsson, J. (2005) *The Inequality of Educational Opportunity in Comparative Perspective: Recent Research on Educational Attainment and Social Mobility*, in «Annual Review of Sociology», vol. 31, pp. 223-243.
- , Luijkx, R., Müller, W. e Pollak, R. (2009a) *Nonpersistent Inequality in Educational Attainment: Evidence from Eight European Countries*, in «American Journal of Sociology», vol. 114, n. 5, pp. 1475-1521.
- , Luijkx, R., Müller, W. e Pollak, R. (2009b) *Long-term Trends in Educational Inequality in Europe: Class Inequalities and Gender Differences*, in «European Sociological Review», in corso di pubblicazione.
- Cameron, S. e Heckman, J. (1998) *Life Cycle Schooling and Dynamic Selection Bias*, in «Journal of Political Economy», vol. 106, n. 21, pp. 262-333.

- Capano, G. (2000) *La politica universitaria*, Bologna, Il Mulino.
- Checchi, D. e Flabbi, L. (2006) *Mobilità intergenerazionale e decisioni scolastiche in Italia*, in G. Ballarino e D. Checchi (a cura di), *Sistema scolastico e disuguaglianza sociale*, Bologna, Il Mulino.
- Cobalti, A. (1990) *Schooling Inequalities in Italy: Trends over Time*, in «European Sociological Review», vol. 6, n. 3, pp. 199-214.
- e Schizzerotto, A. (1993) *Inequality of Educational Opportunity in Italy*, in H.P. Blossfeld e Y. Shavit (a cura di), *Persistent Inequality: A Comparative Study of Educational Attainment in Thirteen Countries*, Boulder, Westview Press, pp. 155-176.
- e Schizzerotto, A. (1994) *La mobilità sociale in Italia*, Bologna, Il Mulino.
- De Graaf, P. e Ganzeboom, H. (1993) *Family Background and Educational Attainment in the Netherlands*, in Y. Shavit e H.P. Blossfeld (a cura di), *Persistent Inequality: A Comparative Study of Educational Attainment in Thirteen Countries*, Boulder, Westview Press, pp. 75-99.
- Erikson, R. e Goldthorpe, J. (1992) *The Constant Flux*, Oxford, Clarendon Press.
- Ganzeboom, H. e Meraviglia, C. (2009) *Long Term Trends in Inequality of Educational Opportunity in Italy: Birth Cohorts 1899-1980. An Analysis Using Uniform Association Models with Heterogeneous Linearly Constrained Scalings*, relazione presentata al seminario «Inequality of educational opportunity in Italy», Milano.
- e Tam, T. (2009) *Is Persistent Inequality a Houl?*, relazione presentata alla conferenza annuale del Research Committee 28 dell'International Sociological Association, Pechino.
- Lucas, S. (2001) *Effectively Maintained Inequality: Education Transitions, Track Mobility and Social Background Effects*, in «American Journal of Sociology», vol.106, n. 6, pp. 1642-1690.
- Manzo, G. (2009) *La spirale des inégalités*, Parigi, Presses universitaires de Paris Sorbonne.
- Mare, R. (1981) *Change and Stability in Educational Stratification*, in «American Sociological Review», vol. 46, n. 1, pp. 72-87.
- Mood, K. (2009) *Logistic Regression: Why We Cannot Do What We Think We Can Do and What We Can Do about It*, in «European Sociological Review», in corso di pubblicazione.
- Müller, W., Jonsson, J. e Mills, C. (1996) *A Half Century of Increasing Openness? Social Class, Gender and Educational Attainment in Sweden, Germany and Britain*, in R. Erikson e J. Jonsson (a cura di), *Can Education Be Equalized? The Swedish Case in Comparative Perspective*, Boulder, Westview Press, pp. 183-206.
- Pfeffer, F. (2008) *Persistent Inequality in Educational Attainment and its Institutional Context*, in «European Sociological Review», vol. 24, n. 5, pp. 543-565.
- Pisati, M. (2002) *La partecipazione al sistema scolastico*, in A. Schizzerotto A. (a cura di), *Vite ineguali*, Bologna, Il Mulino, pp. 114-186.
- (2003) *L'analisi dei dati. Tecniche quantitative per le scienze sociali*, Bologna, Il Mulino.
- Recchi, E. (2007) *Expansion, Reform, and Social Inequality in Italian Higher Education*, in Y. Shavit, R. Arum, A. Gamoran e G. Menahem (a cura di), *Expansion, Differentiation and Stratification in Higher Education: A Comparative Study*, New York, Stanford University Press, pp. 400-420.
- Schizzerotto, A. (1994) *Origini sociali, appartenenza di genere e opportunità di istruzione*, in M. Paci (a cura di), *Le dimensioni della disuguaglianza*, Bologna, Il Mulino.
- e Barone, C. (2006) *Sociologia dell'istruzione*, Bologna, Il Mulino.
- e Schadee, H. (1987) *Social Mobility and Education in Contemporary Italy*, relazione presentata alla conferenza annuale del Research Committee 28 dell'International Sociological Association, Berkeley.

- Shavit, Y. e Blossfeld, H.P. (a cura di) (1993) *Persistent Inequality: A Comparative Study of Educational Attainment in Thirteen Countries*, Boulder, Westview Press.
- e Westerbeek, K. (1998) *Educational Stratification in Italy: Reforms, Expansion and Equality of Opportunity*, in «European Sociological Review», vol. 14, n. 1, pp. 113-145.
- , Haim, E. e Ayalon, A. (2009) *Expansion and Inequality of Educational Opportunity: A Comparative Study*, relazione presentata alla conferenza annuale del Research Committee 28 dell'International Sociological Association, Pechino.
- Treiman, D. (1970) *Industrialization and Social Stratification*, in «Sociological Inquiry», vol. 40, n. 2, pp. 207-234.
- Triventi, M. e Trivellato, P. (2008) *Le onde lunghe dell'università italiana. Partecipazione e risultati accademici degli studenti nel Novecento*, in «Polis», vol. XXII, n. 1, pp. 85-118.
- Vallet, L. (2004) *The Dynamics of Educational Opportunity in France: Change in the Association between Family Background and Education in Thirteen Five-year Birth Cohorts*, paper disponibile al sito: [www.nuffield.ox.ac.uk/projects/ChangeQual/papers/public/themes/5/theme\\_5\\_152\\_PaperLAV.doc](http://www.nuffield.ox.ac.uk/projects/ChangeQual/papers/public/themes/5/theme_5_152_PaperLAV.doc).