I lettori che desiderano
informazioni sui volumi
pubblicati dalla casa editrice
possono rivolgersi direttamente a:
La Nuova Italia Scientifica,
via Sardegna 50,
00187 Roma,
telefono 06 / 487 07 45,
fax 06 / 42 74 79 31

Teoria sociologica e stratificazione sociale

Volume in memoria di Paolo Ammassari

A cura di
Carlo Mongardini

La Nuova Italia Scientifica

blic of Germany and Polland: A Longitudinal Assessment of the Impact of Welfare-Capitalist and State-Socialist Labor Market Segmentation, manoscritto.

MAYER K. Ú. (1991), *Soziale Ungleichheit und Lebensverläufe. Notizen zur Inkorporation der DDR in die Bundesrepublik und ihren Folgen*, in B. Giesen, C. Leggewie (hrsg.), *Experiment Vereinigung*, Rotbuch, Berlin, pp. 87-99.

MEIER A. (1990), *The Social Imperative: Contradictions of Socialist State Technological Policy*, in "International Sociology", 5, pp. 27-38.

NIETHAMMER L., VON PLATO A., WIERLING D. (1991), *Die volkseigene Erfahrung: eine Archäologie des Lebens in der Industrieprovinz der DDR*, Rowohlt, Berlin.

POLLACK D. (1990), *Das Ende einer Organisationsgesellschaft: Systemtheoretische Überlegungen zum gesellschaftlichen Umbruch in der DDR*, in "Zeitschrift für Soziologie", 19, pp. 292-307.

ID. (1992), *Wandlungen im Verhältnis von Sozialstruktur und Mentalitätsstruktur*, Europäisches Archiv für Soziologie.

SCHUPP J., WAGNER G. (1991), *Basisdaten für die Beschreibung und Analyse des Sozio-Ökonomischen Wandels der DDR*, in "Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie", 43, 2, pp. 322-33.

SZYDLIK M. (in corso di stampa), *Soziale Ungleichheiten auf dem Arbeitsmarkt. Einkommensungleichheiten in der Bundesrepublik Deutschland und der Deutschen Demokratischen Republik*, in "Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie".

WINKLER G. (hrsg.) (1990), *Sozialreport '90. Daten und Fakten zur sozialen Lage in der DDR*, Akademie der Wissenschaften-Institut für Soziologie und Sozialpolitik, Berlin.

ZAPF W. (1991), *Die DDR 1989/1990 – Zusammenbruch einer Sozialstruktur?*, in H. Joas, N. Kohli (hrsg.), *Der Zusammenbruch der DDR*, Suhrkamp, Frankfurt.

Tendenze lineari di lungo periodo nel conseguimento di status in Italia

di *Harry B. G. Ganzeboom* e *Donald J. Treiman* *

1
Introduzione

La promessa di Paolo Ammassari come studioso della stratificazione sociale, ahimè, è rimasta inadempiuta all'epoca della sua prematura morte. Egli fu molto attivo negli anni Settanta, rivestendo un ruolo notevole nel ripristino del Research Committee on Social Stratification and Mobility dell'International Sociological Association dopo un periodo di inattività negli anni Sessanta, ospitando uno dei primi convegni nell'era moderna del Comitato, ossia il convegno del 1973 a Roma (Featherman, Hauser, Sewell, 1974) e organizzando un importante studio empirico sulla mobilità sociale in Italia, un'indagine campionaria nazionale di circa 3.500 persone. Purtroppo, poco di questa indagine è stato pubblicato in tema di mobilità. Conosciamo solo un saggio inedito presentato al convegno di Dublino del Research Committee on Social Stratification (Ammassari, 1977); comunque, le tabelle della mobilità presentate al convegno di Dublino sono state usate in diverse comparazioni trasversali e internazionali [1] (cfr. in particolare Heath, 1983; Ganzeboom, Luijkx, Treiman, 1989). Dopo svariati anni durante i quali fu distratto dallo studio della mobilità sociale a causa di altri impegni, Ammassari aveva progettato di ritornare a questo tema, e persino dopo l'inizio della sua ultima malattia aveva sperato di organizzare un volume di saggi sui metodi e le tecniche

* Rispettivamente Nijmegen University, Olanda e University of California at Los Angeles, USA.

Il saggio è stato preparato mentre il primo autore era professore visitatore nel Dipartimento di Sociologia, UCLA e mentre il secondo autore era Fellow del Center for Advanced Study in the Behavioral Sciences, Stanford.

1. La stessa indagine ha prodotto una nuova scala del prestigio occupazionale per l'Italia (Ammassari, 1978).

per studiare la stratificazione e la mobilità sociale [2]. È auspicabile che i dati ricavati dall'indagine di Ammassari vengano depositati in un archivio e che altri possano in questo modo portare avanti il suo lavoro.

Per gli studiosi della stratificazione sociale, l'Italia rappresenta un caso estremamente interessante, essendo allo stesso tempo uno dei maggiori paesi industriali, con una forza-lavoro simile a quella delle nazioni dell'Europa nord-occidentale [3] e, fino a poco fa, un paese abbastanza tradizionale per quanto riguarda il sistema scolastico. Quest'ultimo era uno dei più iniqui in Europa: infatti una parte della popolazione presentava un livello d'istruzione pari a quello di qualsiasi altra parte del mondo, mentre un'altra riceveva un'istruzione inferiore praticamente a ogni altro paese dell'Europa occidentale [4]. In questo saggio intendiamo interrogarci sul carattere distintivo dell'Italia in relazione al processo di conseguimento di status. A questo fine vengono studiate le tendenze di lungo periodo negli effetti dei fattori determinanti il conseguimento dell'istruzione e dello status occupazionale, usando i dati ricavati da sei indagini condotte nell'arco di 24 anni.

2
I dati

I nostri dati [5] derivano da sei indagini campionarie relative alla popolazione generale, che contengono tutte informazioni su istruzione, occupazione e occupazione paterna. Stranamente, per quello che sappiamo, quattro di queste sei indagini non sono mai state usate in precedenza da studiosi italiani (o altri) per studiare il sistema di stratificazione dell'Italia [6]. Delle due che sono state usate, la più nota tra i ricercatori italiani è lo *Studio della mobilità sociale e dell'istruzione in Italia* del 1985, condotto da una squadra di cinque sociologi: Barbagli, Capecchi, Cobalti, de Lillo e Schizzerotto [ITA85] [7]. I dati raccolti da Lopreato nel 1963/64 [ITA63] pure sono ben conosciuti, poiché Lopreato ha pubblicato una tabella sulla mobilità occupazionale intergenerazionale nell'"American Journal of Sociology" (Lopreato, 1965; cfr. anche Lopreato, Hazelrigg, 1972, pp. 376-90), che confutava l'asserzione di Lipset e Bendix (1959) secondo la quale l'Italia sarebbe più rigida di altri paesi industrializzati (tuttavia, si vedano in seguito i nostri risultati). I dati di Lopreato non sono stati inclusi nelle raccolte di nessuno dei principali archivi di dati; comunque, sono stati conservati dal Data Program and Library Service dell'Università del Wisconsin-Madison, dal quale li abbiamo ottenuti [8]. Per quello che sappiamo, i due sondaggi elettorali di Barnes (1968) [ITA68] e Barnes e Sani (1972) [ITA72] finora non sono mai stati usati nell'analisi della stratificazione, benché già da molto fossero accessibili tramite il principale archivio di dati americano, ossia l'Inter-University Consortium for Political and Social Research (ICPSR). Il quinto gruppo di dati [ITA75p] è stato raccolto nel 1974 da Sartori e Marradi (in associazione con Sani) per il progetto di *Political Action* di Barnes *et al.* (1979). Il sesto gruppo di dati [ITA87] è stato raccolto da Calvi e Anselmi come contributo italiano al modulo del 1987 ("Disuguaglianza sociale") dell'International Social Survey program (ISSP).

Tutti e sei i gruppi di dati utilizzano un sistema di codificazione pressoché uniforme per il conseguimento dell'istruzione, che noi abbiamo convertito in una misurazione basata sugli anni di istruzione [9] (cfr. TAB. 1).

Al contrario, i sei gruppi di dati differiscono considerevolmente per quanto riguarda il modo in cui le occupazioni vengono classifica-

2. Comunicazione personale a Treiman, 13 dicembre 1990.

3. Nel 1971, il 16% della forza-lavoro italiana era impiegata in agricoltura, circa la stessa percentuale della Francia benché un po' più alta della Germania e del Regno Unito, e la distribuzione della forza-lavoro non agricola era abbastanza simile a quella degli altri tre paesi (International Labor Office, 1977, TAB. 2B).

4. La scuola non era obbligatoria in Italia fino agli anni Cinquanta (Haycraft, 1985, p. 226). Barbagli (1973, p. 16, citato in Acquaviva, Santuccio, 1976, p. 169), osserva che «Nel 1950 circa il 30 per cento della popolazione italiana non aveva mai imparato a leggere e scrivere oppure se ne era dimenticata. L'Italia aveva il più alto livello di analfabetismo in Europa. Allo stesso tempo, tuttavia, il nostro paese aveva la più alta proporzione di studenti universitari rispetto alla sua popolazione se confrontata con la Svizzera, la Svezia, la Germania, la Francia, la Gran Bretagna, l'Olanda e il Belgio». Persino in anni più recenti la varianza negli anni di scuola completati è rimasta ampia in Italia rispetto ad altri paesi europei occidentali (Ganzeboom, Treiman, 1991).

5. I dati usati in questo articolo fanno tutti parte dell'International Stratification and Mobility File (Ganzeboom, Treiman, 1992), che contiene raccolte standardizzate di dati estratte da indagini condotte in tutto il mondo che includono informazioni sulla mobilità sociale. Molti colleghi e archivisti di dati ci hanno gentilmente aiutato nel raccogliere e nell'elaborare queste informazioni. Un ringraziamento particolare va a Elizabeth Stephenson, Social Science Data Archive, UCLA, l'archivista del progetto.

6. Di fatto, queste quattro indagini non sono neanche menzionate da Cobalti (1992) nella sua ampia rassegna della ricerca italiana sulla stratificazione.

7. Ringraziamo Antonio Schizzerotto e Luisa Saviori, dell'Università di Trento, per averci reso accessibili questi dati.

8. Laura Guy, DPLS, ci ha aiutato a rintracciarli.

9. Ringraziamo Angela Prando e Cinzia Meraviglia per i loro consigli su questa materia.

TABELLA 1
Corrispondenza di livello d'istruzione e anni di studio effettuati

Livello d'istruzione	Anni d'istruzione
Nessuno, analfabeta	0
Scuola elementare non conclusa	4
Scuola elementare con licenza	5
Scuola media inferiore non conclusa	7
Scuola media inferiore con licenza	8
Scuola media superiore non conclusa	11
Scuola media superiore con diploma	13
Università, ma non laurea	15
Laurea	18
Post-laurea	20

te. Tre file [ITA63, ITA68, ITA72] utilizzano vari codici ad ampie categorie, che variano sostanzialmente da uno studio all'altro. [ITA85] usa un codice abbastanza dettagliato (97 categorie) e [ITA75P] uno altamente dettagliato (a tre cifre) sia per il padre sia per l'intervistato. Infine, [ITA87] usa *differenti* codici ad ampie categorie per padri e intervistati. Al fine di convertire questi diversi codici in un unico strumento di misurazione abbiamo accoppiato ciascuna categoria di ogni classificazione con una categoria della International Standard Classification of Occupations (ISCO) del 1968 (International Labor Office, 1969; Treiman, 1977), procedendo poi ad una conversione secondo l'International Socio-Economic Index of occupational status (ISEI) (Ganzeboom, De Graaf, Treiman, 1992), che varia da 10 (per i braccianti) a 90 (per i giudici).

Per ogni file abbiamo selezionato tutti gli uomini e le donne che avevano tra i 25 e i 64 anni d'età all'epoca dell'indagine e che fornivano risposte valide a tutte le variabili dell'analisi. La specificazione dell'età si è resa necessaria per evitare distorsioni dovute all'omissione di coloro che frequentavano ancora la scuola o l'università o che si erano già ritirati dal lavoro. In tre dei sei gruppi di dati l'età degli intervistati è registrata ad intervalli ampi di 10 anni. Poiché ciò è inopportuno in un'analisi che usa coorti e caratteristiche di coorti, in questi gruppi di dati abbiamo ripartito i casi in modo uniforme nell'arco di ogni intervallo.

Nella TAB. 2 vengono mostrate le statistiche descrittive per ciascuno dei sei file. Tuttavia, non abbiamo analizzato questi file separatamente, ma piuttosto abbiamo compattato tutti e sei i campioni in un unico file che viene usato per l'intera analisi; peraltro, conducia-

TABELLA 2
Statistiche descrittive per le indagini campionarie usate nell'analisi

		Indagine					
		ITA63	ITA68	ITA72	ITA75	ITA85	ITA87
Analisi dell'istruzione							
Numero di casi	Uomini	1.255	919	654	558	1.747	286
	Donne	–	922	690	582	1.812	305
Anni di scolarità (IST)	Uomini	6,51	6,56	7,18	8,36	8,53	9,76
	Donne	–	5,79	6,05	7,05	7,71	8,40
	Scarto quadratico medio	4,05	3,48	3,63	4,22	4,36	4,58
		–	2,85	2,67	3,87	4,24	4,42
Status occupazionale paterno (SOP)	Media	34,7	30,0	31,3	33,8	36,6	31,6
		–	29,1	30,0	34,0	36,8	31,7
	Scarto quadratico medio	14,7	15,2	15,0	11,8	15,0	16,0
		–	15,0	15,1	13,1	15,3	18,2
Anno di nascita a due cifre (ADN)	Campo di variazione	04-42	04-43	08-47	11-50	21-60	23-61

TABELLA 2 (*segue*)

		Indagine						
		ITA63	ITA68	ITA72	ITA75	ITA85	ITA87
Analisi dell'occupazione							
Numero di casi	Uomini	1.210	884	553	546	1.666	212
	Donne	–	352	214	363	1.191	92
Status occupazionale (ISE)	Media Uomini	37,7	38,4	40,7	40,1	45,4	47,7
	Donne	–	36,3	40,5	41,4	46,3	49,9
	Scarto quadratico medio Uomini	14,7	14,3	13,9	14,0	15,9	17,4
	Donne	–	15,2	16,2	16,3	14,9	19,0
Anzianità (ESP)	Media Uomini	31,8	31,3	28,9	29,5	29,0	21,4
	Donne	–	30,5	27,3	28,3	28,7	20,8
	Scarto quadratico medio Uomini	11,8	11,9	11,5	13,4	13,3	10,6
	Donne	–	12,6	11,4	13,0	13,9	12,9
Status occupazionale paterno (SOP)	Media Uomini	34,4	29,7	31,5	33,6	36,4	32,6
	Donne	–	30,0	30,6	34,2	37,2	36,3
	Scarto quadratico medio Uomini	14,5	15,0	15,1	11,7	14,7	15,7
	Donne	–	15,4	15,5	12,7	15,0	20,2
Anni di scolarità (IST)	Media Uomini	6,43	6,47	7,34	8,22	8,44	10,36
	Donne	–	6,30	6,92	7,69	8,24	10,88
	Scarto quadratico medio Uomini	3,99	3,40	3,68	4,16	4,31	4,53
	Donne	–	3,42	3,38	4,29	4,39	4,71
Anno d'ingresso nella forza-lavoro (ING)	Campo di variazione	11-66	10-64	18-70	18-74	27-84	33-85

Per le definizioni delle variabili cfr. il testo. Per le descrizioni delle serie di dati, cfr. il testo e la bibliografia.
Fonte: Ganzeboom, Treiman (1992).

mo analisi separate per gli uomini e per le donne. Esaminando le statistiche nella TAB. 2, è rassicurante notare che la maggior parte delle differenze tra i vari studi sono piuttosto irrilevanti o abbastanza regolari, seguendo chiaramente tendenze temporali. Dunque, possiamo ragionevolmente avere fiducia nella qualità dei dati.

3
Metodi e modelli

Al fine di valutare le tendenze storiche del conseguimento di status, esaminiamo un modello elementare che comprende solo tre variabili di status: occupazione paterna, istruzione e occupazione dell'intervistato. Individuiamo prima le tendenze dei fattori determinanti il conseguimento dell'istruzione e successivamente le tendenze di quelli determinanti lo status occupazionale.

3.1. Conseguimento dell'istruzione

Per il conseguimento dell'istruzione, tale modello si basa su una semplice equazione di regressione in questa forma:

$$[1] \qquad \hat{\text{IST}} = b_0 + b_1 * \text{SOP} + b_2 * \text{ADN}$$

dove $\hat{\text{IST}}$ = anni di scuola completata; SOP = status occupazionale paterno (misurato dall'ISEI); e ADN = anno di nascita.

Le tendenze storiche sono stimate aggiungendo un'interazione moltiplicativa tra lo status occupazionale paterno e l'anno di nascita:

$$[2] \qquad \hat{\text{IST}} = b_0 + b_1 * \text{SOP} + b_2 * \text{ADN} + b_3 * \text{SOP} * \text{ADN}$$

In questo tipo di modello, i termini principali per le due variabili indipendenti non possono essere considerati separatamente poiché l'effetto di ciascuna dipende dal livello dell'altro. In particolare, b_1 si riferisce all'effetto dell'occupazione paterna quando ADN = 0, mentre b_2 si riferisce all'effetto dell'anno di nascita sul livello di conseguimento di istruzione quando SOP = 0. Ma tali constatazioni non sono molto significative, poiché entrambi i punti si collocano esternamente al campo di variazione di queste variabili.

Oltre ai problemi interpretativi, i modelli di interazione come il [2] presentano altre due difficoltà. In primo luogo, vi è spesso una multicollinearità (cioè una correlazione estremamente alta) tra i termini principali e i termini dell'interazione, e ciò potrebbe sollevare

problemi numerici nella stima. In secondo luogo, dato che SOP e ADN sono correlati, nel modello [2] l'effetto dello status occupazionale paterno si confonde con l'effetto dell'anno di nascita.

Al fine di evitare queste complicazioni, è opportuno centrare una variabile indipendente all'interno dell'altra. Ciò si effettua sottraendo le medie infra-coorte:

$$[3] \qquad \text{SOP}' = \text{SOP} - \text{MSOP}_c$$

dove MSOP = il punteggio medio di SOP per i componenti della coorte *c*. Per calcolare le medie, abbiamo definito le coorti in base a periodi che comprendono cinque anni [10]. Questa trasformazione risolve tutti e tre i problemi esposti sopra. In primo luogo, centrando lo status occupazionale paterno all'interno delle coorti, si elimina la correlazione tra i due effetti principali e le relative conseguenze che possono creare confusione. In secondo luogo, l'effetto principale dell'anno di nascita si riferisce ora a quei componenti della medesima fascia comprendente cinque anni di nascita, i quali possiedono il valore medio dell'ISEI paterno (SOP). In terzo luogo, centrando si attenua la multicollinearità tra i termini principali e i termini di interazione.

Si noti che la trasformazione [3] è *non-lineare*, dato che si sottraggono le medie interne alla coorte, non la media generale. L'effetto di questa trasformazione consiste nel fatto che il modello diventa simile (ma non identico) ad un procedimento in cui la regressione bivariata degli anni di istruzione rispetto all'occupazione paterna viene stimata coorte per coorte. La differenza è che la nostra specificazione impone linearità alle divergenze fra coorti concernenti l'effetto dello status occupazionale paterno sul conseguimento dell'istruzione, restrizione che verrebbe attenuata in un'analisi condotta coorte per coorte. Nel nostro caso, conserviamo il vantaggio di considerare ogni volta un solo parametro nel mettere alla prova l'ipotesi che la relazione tra l'occupazione paterna e il conseguimento dell'istruzione sia cambiata nel tempo; tuttavia si deve supporre, semplificando, che ogni tendenza sia lineare.

Al fine di rendere il modello ancora più interpretabile, aggiungiamo altri due passaggi che sono entrambi trasformazioni *lineari*. In primo luogo, sottraiamo dall'anno di nascita una costante, al fine di spostare all'interno del campo di variazione il coefficiente relativo all'effetto principale dello status occupazionale paterno (SOP). In altri contesti, sarebbe opportuno sottrarre la media campionaria dell'anno di nascita. In quel caso, entrambi gli effetti principali si riferirebbero alla media dei dati, il che avrebbe il vantaggio di renderli identici in [1] e [2]. Tuttavia, nei dati che analizziamo qui, l'anno di nascita medio differisce dagli uomini alle donne. In tale situazione è più opportuno scegliere un punto fisso nel tempo. Per l'analisi del conseguimento dell'istruzione, scegliamo il (19)30, che è vicino all'anno di nascita medio:

$$[4] \qquad \text{ADN}' = \text{ADN} - 30$$

In secondo luogo, la multicollinearità tra i termini principali e i termini di interazione dipende dalle differenze fra i campi di variazione degli elementi costitutivi. Per minimizzare il rischio di incorrere in problemi di multicollinearità, riduciamo gli scarti quadratici medi di ADN' e SOP' dividendoli per 10, per portarli approssimativamente allo stesso livello degli scarti per l'istruzione.

$$[5] \qquad \text{ADN}'' = \text{ADN}'/10 \quad \text{e} \quad \text{SOP}'' = \text{SOP}'/10$$

Si noti che le trasformazioni [5] sono trasformazioni lineari, che incidono sui parametri stimati solo nel caso di problemi numerici. Esse hanno l'ulteriore vantaggio di rendere le stime dei parametri un po' più leggibili.

Se integriamo i vari passaggi in un unico modello, otteniamo:

$$\hat{\text{IST}} = b_0 + b_1 * \text{SOP}'' + b_2 * \text{ADN}'' + b_3 * (\text{SOP}'') * (\text{ADN}'')$$

oppure:

$$[6] \qquad \begin{aligned} \hat{\text{IST}} = b_0 & \\ & + b_1 * [(\text{SOP} - \text{MSOP}_c)/10] \\ & + b_2 * [(\text{ADN} - 30)/10] \\ & + b_3 * [(\text{SOP} - \text{MSOP}_c)/10] * [(\text{ADN} - 30)/10] \end{aligned}$$

Si noti che b_0 indica l'istruzione attesa per una persona nata nel 1930 il cui padre ha uno status occupazionale (SOP) che corrisponde alla media della coorte del 1928-32. Per scopi pratici, tale intervistato può essere considerato nei nostri dati come l'"intervistato medio"; b_1

10. Queste coorti sono centrate su decenni e mezzi decenni. Per esempio, la coorte di nascita nel (19)30 include le persone nate tra il 1928 e tutto il 1932. La nostra coorte più vecchia è centrata al (19)05 e quella più giovane al (19)60. Questo è l'unico punto della nostra analisi in cui trattiamo le coorti in base a modalità discrete. Nel resto dell'analisi misuriamo singoli anni di nascita (o singole date di anni di ingresso nella forza-lavoro); il valore numerico della nostra variabile si riferisce alle ultime due cifre dell'anno, per esempio, 30 per i nati nel 1930, e così via.

mostra l'effetto dell'occupazione paterna per i nati nel 1930, dove l'effetto è misurato sotto forma di anni di istruzione per 10 punti di SOP; b_2 evidenzia l'effetto (lineare) della diffusione dell'istruzione nel tempo – in particolare, la differenza nel numero medio degli anni di scolarità, attesa per le persone nate a dieci anni di distanza l'una dall'altra i cui padri hanno lo status occupazionale medio della loro coorte; b_3 esprime il cambiamento (lineare) riguardante l'effetto dello status occupazionale paterno sul conseguimento dell'istruzione, verificatosi con il passare del tempo (o, alternativamente, la tendenza temporale nel conseguimento dell'istruzione per coloro che si collocano ai vari livelli corrispondenti allo status occupazionale paterno). Questo coefficiente è di notevole interesse per l'analisi delle tendenze.

3.2. Riuscita occupazionale

Il nostro modello relativo alla riuscita occupazionale è articolato seguendo una logica simile. Tuttavia, il nucleo del modello ora si basa su tre variabili indipendenti:

$$\text{ÎSE} = b_0 + b_1 * \text{SOP} + b_2 * \text{IST} + b_3 * \text{ESP} \quad [7]$$

dove ISE è lo status occupazionale dell'intervistato, misurato dall'ISEI; ESP rappresenta gli anni di esperienza; e le due restanti variabili sono definite come sopra. Dato che non abbiamo una misura diretta dell'esperienza del mercato del lavoro, questo termine è approssimato (nel modo convenzionale) come:

$$\text{ESP} = \text{ETÀ} - \text{IST} - 6 \quad [8]$$

cioè, gli anni trascorsi da quando l'intervistato ha lasciato la scuola (supponendo che abbia cominciato la scuola all'età di sei anni e l'abbia continuata ininterrottamente). Questa misura, alla quale ci riferiamo qui di seguito come "anzianità", approssima l'esperienza nella forza-lavoro nella misura in cui l'intervistato ha lavorato continuamente da quando ha lasciato la scuola. L'approssimazione è quindi di gran lunga migliore per gli uomini rispetto alle donne, le quali tendono in Italia, come dovunque, ad interrompere le loro carriere per la gravidanza e l'educazione dei figli. Inoltre, in Italia molte donne lasciano definitivamente il mondo del lavoro dopo il matrimonio (Durand, 1975, pp. 190-1), cosicché le donne con un'elevata anzianità costituiscono un gruppo altamente selezionato di tutte le donne. Bisogna dunque interpretare con cautela i coefficienti relativi all'anzianità, specialmente per le donne. Comunque, essi possono servire a

tenere sotto controllo qualsiasi effetto della carriera nel conseguimento dell'occupazione; l'inclusione di un termine relativo all'esperienza rende possibile interpretare i coefficienti degli altri due termini (status occupazionale paterno e istruzione dell'intervistato) come effetto di questo "bagaglio" di cui dispone l'intervistato all'inizio della sua carriera, cioè al momento dell'abbandono della scuola e dell'ingresso nel mercato del lavoro.

Al fine di captare più pienamente le dinamiche di carriera, aggiungiamo le interazioni tra l'esperienza e gli altri due fattori principali. Il nostro modello diventa allora:

$$\text{ÎSE} = b_0 + b_1 * \text{ESP} + b_2 * \text{SOP} + b_3 * \text{IST} + b_4 * \text{SOP} * \text{ESP} + b_5 * \text{IST} * \text{ESP} \quad [9]$$

I due termini di interazione modellano l'effetto dello status occupazionale paterno e dell'istruzione dell'intervistato nel corso della carriera di quest'ultimo.

Ipotizziamo che l'effetto dello status occupazionale paterno diminuisca in relazione al ciclo della vita; per l'istruzione, la previsione è meno ovvia, poiché le persone ad alto livello d'istruzione tendono a sperimentare un avanzamento di carriera migliore rispetto alle persone meno istruite (Sorensen, Tuma, 1981, p. 84).

Valutiamo allora le tendenze storiche di questi effetti confrontando le coorti d'ingresso nel mercato del lavoro. La variabile pertinente è costruita così:

$$\text{ING} = \text{ADN} + 6 + \text{IST} \quad [10]$$

L'esperienza e l'anno d'ingresso nel mondo del lavoro costituiscono quindi nuovi parametri relativi all'età, all'anno dell'indagine e agli anni d'istruzione.

Esprimendoci nel gergo dell'analisi delle coorti età/periodo (Mason *et al.*, 1973), supponiamo che non vi siano effetti di periodo (cioè di indagine), ma che la riuscita occupazionale possa essere compresa completamente in termini di effetti di coorte e di età (ciclo di vita) [11].

11. Gli effetti di periodo in questo caso potrebbero essere o effetti associati a specifici eventi storici oppure effetti che emergono dalle differenze nella qualità di misurazione tra le sei indagini. Il modo in cui specifichiamo e interpretiamo il nostro modello effettivamente presuppone che tali effetti non esistano. Riteniamo che questa sia una supposizione ragionevole. Considerati i dati delle indagini non c'è ragione di sospettare effetti storici; e come abbiamo sottolineato, i coefficienti nella TAB. 2 ci assicurano che non ci sono indagini anomale tra i sei.

Per valutare le tendenze storiche nella riuscita occupazionale, aggiungiamo alla nostra equazione un termine relativo all'anno d'ingresso nella forza lavoro (ING) e i termini di interazione corrispondenti:

$$
\begin{aligned}
\text{ISE} = {} & b_0 + b_1 * \text{ESP} + b_2 * \text{SOP} + b_3 * \text{IST} \\
& + b_4 * \text{SOP} * \text{ESP} + b_5 * \text{IST} * \text{ESP} \\
& + b_6 * \text{ING} \\
& + b_7 * \text{SOP} * \text{ING} + b_8 * \text{IST} * \text{ING}
\end{aligned}
\tag{11}
$$

Come in precedenza, un modello così definito produce coefficienti che sono pertinenti al di fuori del campo di variazione dei punti dei dati, e presenta l'ulteriore svantaggio di essere soggetto ai problemi di stima numerica. Quindi, come nel nostro modello riguardante il conseguimento dell'istruzione, centriamo l'occupazione paterna e l'istruzione dell'intervistato all'interno delle coorti per periodi di 5 anni relativi all'ingresso nel mercato del lavoro. Centriamo anche l'anno d'ingresso nella forza-lavoro intorno al (19)40, seguendo la stessa logica di prima. Tuttavia, non centriamo ESP poiché ciò renderebbe il coefficiente associato difficile da interpretare: controllando l'anzianità, valutiamo l'effetto dell'occupazione paterna e dell'occupazione dell'intervistato all'inizio della carriera. Di nuovo, le varianze di tutte le variabili sono convertite nello stesso ordine di grandezza dividendo SOP, ING ed ESP per 10. Dato che la variabile dipendente è misurata nella stessa unità di misura di SOP, è opportuno dividere pure ISE per 10. Il nostro modello finale per la riuscita occupazionale diventa quindi:

$$
\begin{aligned}
\text{ISE}/10 = {} & b_0 \\
& + b_1 * (\text{ESP}/10) \\
& + b_2 * [(\text{SOP} - \text{MSOP}_c)/10] \\
& + b_3 * (\text{IST} - \text{MIST}_c) \\
& + b_4 * [(\text{SOP} - \text{MSOP}_c)/10] * (\text{ESP}/10) \\
& + b_5 * (\text{IST} - \text{MIST}_c) * (\text{ESP}/10) \\
& + b_6 * [(\text{ING} - 40)/10] \\
& + b_7 * [(\text{SOP} - \text{MSOP}_c)/10] * [(\text{ING} - 40)/10] \\
& + b_8 * (\text{IST} - \text{MIST}_c) * [(\text{ING} - 40)/10]
\end{aligned}
\tag{12}
$$

o

$$
\begin{aligned}
\text{ISE}' = {} & b_0 \\
& + b_1 * \text{ESP}' * + b_2 * \text{SOP}'' + b_3 * \text{IST}'' + b_4 * \text{SOP}'' * \text{ESP}' \\
& + b_5 * \text{IST}'' * \text{ESP}'^2 + b_6 * \text{ING}'^3 + b_7 * \text{SOP}'' * \text{ING}' \\
& + b_8 * \text{IST}'' * \text{ING}'
\end{aligned}
$$

dove $\text{ESP}' = \text{ESP}/10$; $\text{SOP}'' = (\text{SOP} - \text{MSOP}_c)/10$; $\text{IST}'' = \text{IST} - \text{MIST}_c$; e $\text{ING}' = (\text{ING} - 40)/10$. Nell'equazione [12], b_0 (* 10) fornisce il valore atteso dell'ISEI, al momento dell'ingresso nella forza-lavoro, per una persona che entra nella forza-lavoro nel 1940, il cui status occupazionale paterno (SOP) e livello d'istruzione personale (IST) corrispondono alla media della coorte con ingresso 1938-42. b_1 mostra l'effetto dell'anzianità (ESP) tra coloro che presentano un livello d'istruzione medio e un valore medio dell'ISEI paterno all'interno della coorte d'ingresso nella forza-lavoro; b_2 e b_3 esprimono gli effetti dell'occupazione paterna e degli anni di istruzione sullo status occupazionale, all'inizio della carriera, per coloro che entrano nella forza-lavoro nel 1940. Si noti che, a causa della nuova trasformazione di SOP, ESP e ISE – ma non di IST – b_1 e b_2 possono essere interpretati direttamente come effetto prodotto da una differenza di un punto relativamente allo status occupazionale paterno o da una differenza di un anno relativamente all'anzianità sul valore dell'ISEI dell'intervistato. Ma b_3 deve essere moltiplicato per 10 al fine di convertirlo nella stessa metrica delle variabili originarie; b_6 evidenzia l'effetto (lineare) dello spostamento verso l'alto avvenuto con il passare del tempo nella distribuzione delle occupazioni – in particolare, la differenza attesa fra i valori medi dell'ISEI relativi alle persone nate in anni successivi, i cui padri hanno lo status occupazionale medio della propria coorte e che hanno, loro stessi, un numero di anni di scolarità personale – ma non di anzianità – che corrisponde allo stesso tipo di media. Il termine di interazione b_4 mostra il cambiamento (lineare) verificatosi nell'effetto dello status occupazionale paterno sulla riuscita occupazionale, risultante dai singoli incrementi di 10 anni di anzianità (o, alternativamente, il cambiamento verificatosi nell'effetto dell'anzianità sullo status occupazionale per coloro che differiscono di 10 punti nello status occupazionale paterno); b_5 esprime il cambiamento (lineare) verificatosi nell'effetto del conseguimento dell'istruzione sulla riuscita occupazionale per ogni ulteriore anno di anzianità (o, alternativamente, il cambiamento verificatosi nell'effetto dell'anzianità sullo status occupazionale, risultante da ogni ulteriore anno di scolarità). Similmente, b_7 rappresenta la differenza nell'effetto dello status occupazionale paterno per coorti di ingresso nella forza-lavoro separate da un periodo di 10 anni e b_8 evidenzia il cambiamento verificatosi nell'effetto del conseguimento dell'istruzione sulla riuscita occupazionale per le successive coorti; alternativamente, questi coefficienti rivelano la tendenza temporale nella riuscita occupazionale per coloro che si collocano a diversi livelli di istruzione e di status occupazionale pater-

no. b_7 e b_8 sono i coefficienti di maggior interesse per l'analisi delle tendenze.

4
Risultati

Le TABB. 3 e 4 mostrano i risultati delle nostre analisi di regressione, separatamente per gli uomini e per le donne. Nella TAB. 3 vediamo i risultati per i modelli del conseguimento dell'istruzione, e nella TAB. 4 i risultati per i modelli della riuscita occupazionale. L'appendice contiene le statistiche descrittive usate per stimare questi modelli.

TABELLA 3
Tendenze lineari nel conseguimento dell'istruzione in Italia per le coorti di nati tra il 1904 e il 1961, età delle persone 25-64 anni. Coefficienti di regressione metrica

Modelli	Uomini		Donne	
	(a)	(b)	(a)	(b)
b_0: Intercetta	7,51	7,51	6,38	6,38
b_1: ISEI del padre (SOP")	1,281	1,282	1,083	1,012
b_2: anno di nascita (ADN")	1,010	1,010	1,180	1,190
b_3: SOP" * ADN"		−0,010		0,110
		(0,0)		(5,3)
R^2 aggiustato	0,332	0,331	0,358	0,362

Per le definizioni delle variabili, cfr. il testo.

4.1. Conseguimento dell'istruzione

Il modello (b) della TAB. 3 mostra le stime relative all'equazione [6], mentre il modello (a) evidenzia i coefficienti per un modello in cui non si consente all'effetto dell'occupazione paterna sul conseguimento dell'istruzione di variare nel tempo – cioè, per un modello equivalente all'equazione [1] ma con le variabili trasformate come indicato nelle equazioni da [3] a [5]. Nel presente caso, ci interessa principalmente il modello (b), mentre il modello (a) viene presentato semplicemente per dimostrare che quando le variabili indipendenti sono centrate, i coefficienti difficilmente cambiano quando vengono introdotti i termini di interazione. Per quanto riguarda il modello (b), si noti innanzitutto il coefficiente dell'intercetta (b_0), il quale indica che

per gli uomini nati nel 1930, i cui padri avevano lo status occupazionale medio della loro coorte, ci si aspetta che abbiano in media circa 7 anni e mezzo di scolarità, mentre per le donne ci si attende che abbiano solo poco meno di 6 anni e mezzo di scolarità.

b_1 rappresenta l'effetto dello status occupazionale paterno per i nati nel 1930. Si ricordi che, a causa del modo in cui il SOP è stato quantificato, l'effetto viene misurato come anni di istruzione attesi per 10 punti di SOP. Per la coorte del 1930, l'effetto dell'occupazione paterna è stato molto forte: per ogni 10 punti di SOP si avevano circa 1,3 anni di scolarità per gli uomini e circa 1,1 anni di scolarità per le donne. Dato che il campo di variazione nell'ISEI è di 80 punti (dai 10 per i braccianti ai 90 per i giudici), per gli uomini nati nel 1930 – nei ranghi più bassi a confronto con quelli più alti del sistema di stratificazione italiano – la differenza fra gli anni di istruzione attesi supera di poco i 10 anni di scolarità (precisamente 10,26 = 1,282 * 80/10); pure per le donne la differenza è ampia, circa otto anni (precisamente, 8.10 = 1,012 * 80/10). Riteniamo che l'effetto dello status occupazionale paterno sul conseguimento dell'istruzione sia molto più forte in Italia, per la coorte di nascita nel 1930, di quanto non sia per la coorte corrispondente nella maggior parte degli altri paesi industrializzati. Ovviamente questa ipotesi deve essere confermata con una ulteriore analisi.

Si consideri successivamente b_2, il coefficiente relativo all'anno di nascita, che mostra l'effetto (lineare) della diffusione nel tempo dell'istruzione, per le persone i cui padri avevano lo status occupazionale medio della loro coorte. Questo coefficiente è 1,01 per gli uomini e 1,19 per le donne, il che implica – poiché il coefficiente per la data di nascita si riferisce ai decenni (si ricordino le equazioni [4] e [5] – che il livello medio di scolarità è aumentato di 5 anni per gli uomini e di 6 anni per le donne nel periodo di 50 anni che stiamo studiando). Dato che l'occupazione paterna è centrata all'interno delle coorti, questo risultato non viene influenzato dai cambiamenti avvenuti nella distribuzione dello status occupazionale dei padri, ma piuttosto indica la stessa diffusione dell'istruzione. Infine, b_3 esprime il cambiamento (lineare) verificatosi nel tempo nell'effetto dello status occupazionale paterno sul conseguimento dell'istruzione. In effetti, *non* emerge alcuna tendenza temporale per gli uomini e, quindi, l'effetto molto forte dello status occupazionale paterno sul conseguimento dell'istruzione rimane lo stesso per la maggior parte delle più recenti coorti. I risultati relativi alle donne appaiono persino più sorprendenti, in quanto l'effetto dell'occupazione paterna sul conseguimento dell'istruzione è *aumentato* significativamente nel tempo.

Per la coorte femminile più recente – le donne nate intorno al 1960 – il coefficiente dello status occupazionale paterno è 1,342 (= 1,012 + 0,110 * 30/10); ciò implica, per le donne di estrazione più bassa e per quelle di estrazione più alta secondo lo status sociale, una differenza attesa nel conseguimento dell'istruzione di 10,7 anni (= 1,342 * 80/10), o circa lo stesso valore degli uomini. Proiettando questi coefficienti retrospettivamente verso la prima coorte – le donne nate intorno al 1905 – vediamo allora che la differenza nel conseguimento dell'istruzione attesa per le donne provenienti dai due estremi della stratificazione sociale è stata di poco inferiore a 6 anni (precisamente 5,90 = [(1,012 −0,110 * 25/10) * 80/10]). Quindi, nel periodo per il quale abbiamo i dati, l'ineguaglianza relativa all'istruzione tra le donne di estrazione più bassa e tra quelle di estrazione più alta secondo lo status è *aumentata* di circa 5 anni (precisamente 4,8 = 10,7 −5,9).

In breve, come abbiamo notato sopra, l'Italia ha un sistema educativo piuttosto elitario; il grado di disuguaglianza in relazione agli anni di scolarità è andato aumentando sostanzialmente nel tempo, ma in misura persino maggiore per le donne rispetto agli uomini, come si vede dagli scarti quadratici medi nella TAB. 2; quindi (Treiman, Yip, 1989) la disuguaglianza in relazione all'accesso all'istruzione (come indicato dall'effetto dell'occupazione paterna sul conseguimento dell'istruzione) è molto alta in Italia e non accenna a diminuire; anzi, per le donne è aumentata nel corso del XX secolo.

4.2. Status occupazionale

La TAB. 4 riporta la nostra analisi relativa al conseguimento dello status occupazionale. Si assumono quattro modelli, separatamente per gli uomini e per le donne, costruendo il modello completo dell'equazione [12] – che qui è mostrato come modello (d) in ciascun gruppo. Dato che questa analisi include solo coloro che presentano codici di occupazione validi, il numero dei casi è ridotto rispetto alla TAB. 3, in particolare per le donne [12].

12. Confrontare il numero di donne disponibile per le analisi sul conseguimento dell'istruzione e sulla riuscita occupazionale, rispettivamente (mostrato nelle due sezioni della TAB. 2), provoca una certa confusione. Nelle raccolte [ITA75p] e [ITA85], più del 60% delle donne nell'analisi sull'istruzione è incluso anche nell'analisi sull'occupazione, in confronto al 40% scarso nelle altre tre raccolte (si ricordi che [ITA63] non includeva affatto le donne). Questa differenza riflette l'inclusione in [ITA75p] e

Il modello (a) si riferisce di nuovo al nucleo del processo di stratificazione e riporta gli effetti dello status occupazionale paterno (in relazione ad altri membri della stessa coorte di ingresso nella forza-lavoro), della coorte di ingresso e dell'anzianità, calcolati in media rispetto all'insieme totale dei dati. L'effetto principale dell'occupazione paterna, b_2, è circa 0,45 per gli uomini ed è leggermente inferiore, circa 0,40, per le donne. Poiché gli scarti quadratici medi dello status occupazionale del padre e dell'intervistato sono simili, questi coefficienti possono essere interpretati come coefficienti di regressione standardizzati, depurati degli effetti relativi all'anno di ingresso e all'anzianità. Essi suggeriscono un livello medio di mobilità occupazionale intergenerazionale, durante gli anni centrali del secolo, che non è né eccezionalmente alto né eccezionalmente basso in confronto ad altri paesi europei occidentali nella stessa epoca. L'ampiezza del coefficiente associato con l'anno di ingresso nella forza lavoro, b_6, indica uno spostamento ascendente molto rapido nella struttura occupazionale, tale da far pensare che un uomo otterrebbe un'occupazione più alta di circa un terzo di punto ISEI se entrasse nella forza-lavoro un anno più tardi (precisamente 0,363 punti ISEI), e che una donna guadagnerebbe circa mezzo punto ISEI all'anno (precisamente 0,487 punti ISEI). Quindi, per esempio, se due uomini entrassero nella forza-lavoro rispettivamente nel 1930 e nel 1960, e se avessero un'anzianità simile e fossero di estrazione sociale simile (misurata dall'ISEI relativo dei loro padri), ci si aspetta che l'uomo entrato nella forza-lavoro nel 1960 deterrebbe un lavoro con un valore di ISEI più alto di circa 11 punti rispetto all'uomo entrato nella forza-lavoro nel 1930 (precisamente 10,92 = 0,364 * 3 * 10). Si noti che 11 punti non sono insignificanti; rappresentano una differenza maggiore rispetto a quella esistente tra un professore universitario e un insegnante di scuola primaria, o tra un carpentiere e un manovale nel settore edilizio. Per quanto riguarda le donne, la differenza è persino più ampia, come abbiamo notato: per una donna entrata nella forza-lavoro nel 1960 ci si aspetta che detenga un lavoro più alto di circa 15 punti rispetto a una donna con anzianità ed estrazione sociale simile entrata nella forza-lavoro nel 1930 (precisamente 14,61 = 0,487 * 3 * 10). Questi risultati sono, certamente, proprio ciò che ci si aspetterebbe in seguito al netto spostamento verso l'alto verificatosi nel tempo nello status occupazionale medio degli intervistati, specialmen-

[ITA85] di informazioni sul lavoro più recente per le donne che al momento dell'intervista non lavoravano. A nostro avviso, tuttavia, questa differenza nella copertura ha uno scarso impatto sui risultati.

TABELLA 4
Tendenze lineari nel conseguimento dello status occupazionale in Italia per le coorti di nati tra il 1904 e il 1961. Età delle persone 25-64 anni. Coefficienti di regressione metrica

Modelli	Uomini				Donne			
	(a)	(b)	(c)	(d)	(a)	(b)	(c)	(d)
	Status occupazionale dell'intervistato							
b_0: Intercetta	3,95	3,96	3,47	3,48	3,82	3,84	2,97	3,09
b_1: Anzianità (ESP')	0,008	0,006	0,155	0,155	−0,004	−0,011	0,228	0,199
b_2: ISEI del padre (SOP'')	0,452	0,436	0,254	0,285	0,403	0,299	0,164	0,347
b_3: Anni di scolarità (IST'')			0,190	0,061			0,234	−0,006
b_4: ESP' * SOP''		0,011		0,003		0,038		−0,033
		(0,6)		(0,1)		(1,2)		(1,0)
b_5: ESP' * IST''				0,31				0,059
				(4,9)				(4,4)
b_6: Anno d'ingresso nella forza-lavoro (ING')	0,364	0,363	0,456	0,459	0,487	0,483	0,666	0,645
b_7: ING' * SOP''		−0,021		−0,051		0,004		−0,073
		(1,5)		(3,7)		(0,1)		(2,8)
b_8: ING' * IST''				0,041				0,062
				(7,1)				(4,9)
R^2 aggiustato	0,322	0,323	0,460	0,469	0,354	0,355	0,520	0,528

TABELLA 4 (*segue*)

Modelli	Uomini				Donne			
	(a)	(b)	(c)	(d)	(a)	(b)	(c)	(d)
	Status occupazionale dell'intervistato (forza-lavoro non rurale)							
b_0: Intercetta	4,37	3,38	3,86	3,88	4,27	4,27	3,37	3,52
b_1: Anzianità (ESP')	−0,011	−0,013	0,146	0,145	−0,006	−0,008	0,231	0,197
b_2: ISEI del padre (SOP'')	0,354	0,301	0,165	0,184	0,310	−0,010	0,077	0,109
b_3: Anni di scolarità (IST'')			0,184	0,045			0,227	−0,031
b_4: ESP' * SOP''		0,017		0,002		0,084		−0,003
		(0,9)		(0,0)		(2,6)		(0,2)
b_5: ESP' * IST''				0,039				0,061
				(5,3)				(4,6)
b_6: Anno d'ingresso nella forza-lavoro (ING')	0,250	0,248	0,347	0,349	0,353	0,353	0,542	0,517
b_7: ING' * SOP'		0,011		−0,023		0,072		−0,018
		(0,5)		(1,7)		(2,6)		(0,7)
b_8: ING' * IST'				0,046				0,069
				(8,1)				(5,7)
R^2 aggiustato	0,226		0,226	0,403	0,413	0,249	0,250	0,487

Per le definizioni delle variabili, cfr. il testo.

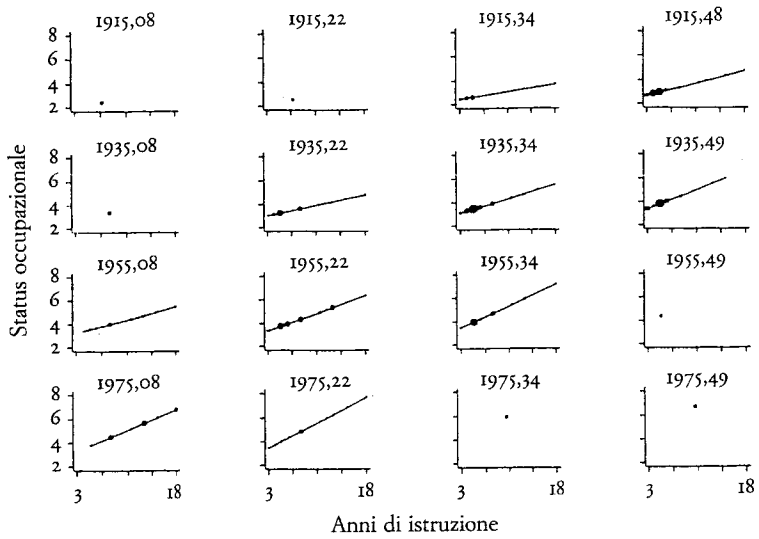
te donne (TAB. 2). La terza variabile nel modello (a), l'anzianità, non ha effetti sul conseguimento dello status occupazionale né per gli uomini né per le donne. Come vedremo più avanti, ciò è legato al fatto che non abbiamo ancora preso in considerazione l'effetto dell'istruzione sulla riuscita occupazionale.

Il modello (b) consente semplicemente di far variare l'effetto dello status occupazionale paterno in relazione all'anno di ingresso nella forza-lavoro e all'anzianità. Ma questo modello è di scarso interesse, poiché nessuno dei termini di interazione è significativo, né per gli uomini né per le donne.

Il modello (c), invece, è interessante. Differisce dal modello (a) in quanto include il conseguimento dell'istruzione (misurato in relazione alla media della coorte di ingresso nella forza-lavoro) come causa determinante dello status occupazionale. La sua inclusione cambia radicalmente *tutti* gli altri coefficienti del modello. Questo ci ricorda che si perdono molte informazioni nelle analisi limitate all'esplicazione delle tabelle di mobilità occupazionale intergenerazionale: la varianza spiegata dai modelli è aumentata quasi della metà; l'effetto dello status occupazionale paterno è ridotto quasi della metà; l'effetto sia dell'anno di ingresso sia dell'anzianità aumenta sostanzialmente. L'incremento dell'effetto dell'anzianità è palese: all'interno delle coorti, l'anzianità e l'istruzione sono correlate negativamente, cosicché quando l'istruzione viene omessa, l'effetto dell'anzianità è soppresso. L'incremento dell'effetto dell'anno di ingresso deriva dalla correlazione negativa esistente nei nostri dati tra l'anno di ingresso e l'anzianità: le coorti di ingresso recenti comprendono soggetti che non possono essere stati all'interno della forza-lavoro per molto tempo. La correlazione negativa tra l'anno di ingresso e l'anzianità può essere vista chiaramente nelle FIGG. 1-4, le quali non mostrano dati nelle caselle in alto a sinistra e in basso a destra (cfr. anche TAB. 2 in appendice).

Come avevamo supposto, il conseguimento dell'istruzione ha un effetto sostanziale sullo status occupazionale: per gli uomini, ogni ulteriore anno di scolarità (in relazione alla media della fascia) si risolve in un aumento atteso di quasi due punti ISEI (precisamente 1,90; si ricordi che i coefficienti devono essere moltiplicati per 10 per portarli all'originaria metrica ISEI), al netto dell'incidenza dello status occupazionale paterno, l'anzianità e l'anno di ingresso; per le donne, l'incremento atteso supera di poco due punti ISEI (precisamente 2,34). Comunque, dato che i risultati del modello (c) sono calcolati come media per coorti secondo l'anno di ingresso, non possono rispondere al seguente quesito di maggior interesse: come cambia nel tempo in Italia l'effetto delle origini sociali e del conseguimento dell'istruzione sullo status occupazionale? Per rispondere a questa domanda, dobbiamo riferirci al modello (d).

FIGURA 1
Implicazioni del modello per gli uomini



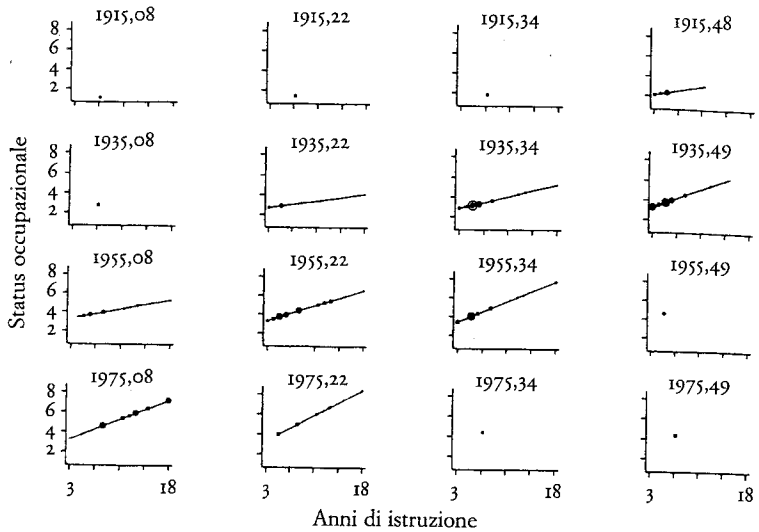
Il modello (d) è analogo al modello (b) nella TAB. 3, ma è più complicato, poiché include tre cause basilari determinanti il conseguimento dell'occupazione: l'occupazione paterna, l'istruzione e l'esperienza.

Cominciamo con l'intercetta b_0, che indica lo status occupazionale atteso (punteggio ISEI) per le persone che sono entrate nella forza-lavoro nel 1940 e possiedono l'istruzione e l'estrazione sociale (status occupazionale paterno) coincidenti con la media della coorte d'ingresso nella forza-lavoro 1938-42, mentre non hanno alcuna esperienza di forza-lavoro [13]. Si noti che il punteggio ISEI atteso è un po' più alto per gli uomini rispetto alle donne: 34,8 in confronto a 30,9, il che è coerente con il risultato relativo al conseguimento dell'istruzione nella TAB. 3.

I coefficienti b_2 e b_3 rappresentano gli effetti netti dell'occupazio-

13. Le medie sono calcolate separatamente per gli uomini e le donne.

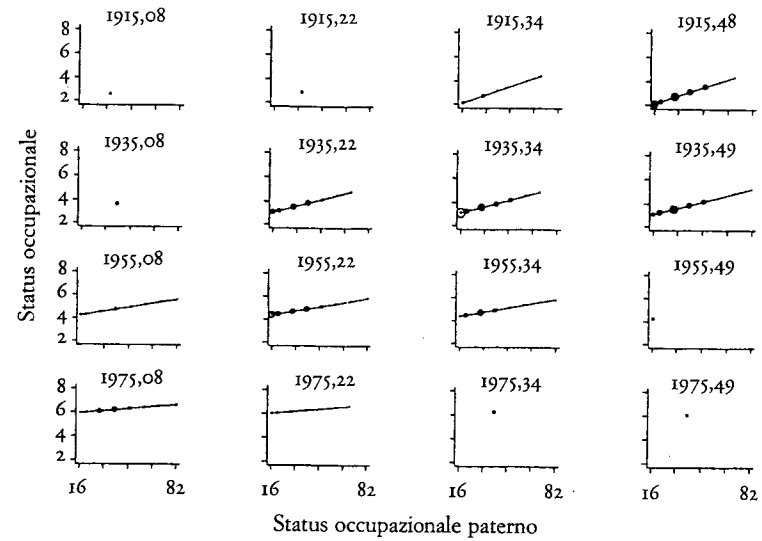
FIGURA 2
Implicazioni del modello per le donne



ne paterna e degli anni di istruzione (in relazione alle medie della coorte) sullo status occupazionale *all'inizio della carriera* per coloro che sono entrati nella forza-lavoro nel 1940. Singolarmente, per le donne, il conseguimento dell'istruzione non sembra essere legato alla riuscita occupazionale all'inizio della carriera: il coefficiente è −0,06 (= −0,006 * 10), mentre per gli uomini è 0,61. Tuttavia, la misura di questi coefficienti è fuorviante, poiché essi si riferiscono a punti per i quali non ci sono praticamente casi nel nostro campione. Si ricordi che abbiamo ristretto la nostra analisi a coloro che hanno un'età compresa tra i 25 e i 64 anni; che il più alto livello di istruzione nei dati – "post-laurea" – è specificato come l'equivalente di 20 anni di istruzione; e che l'anno di ingresso nella forza-lavoro è definito come "età-anni di istruzione-6". Quindi, nel nostro campione, solo un numero ristretto di persone di 25 o 26 anni con un'istruzione post-universitaria (post-laurea) avrebbe un'anzianità zero.

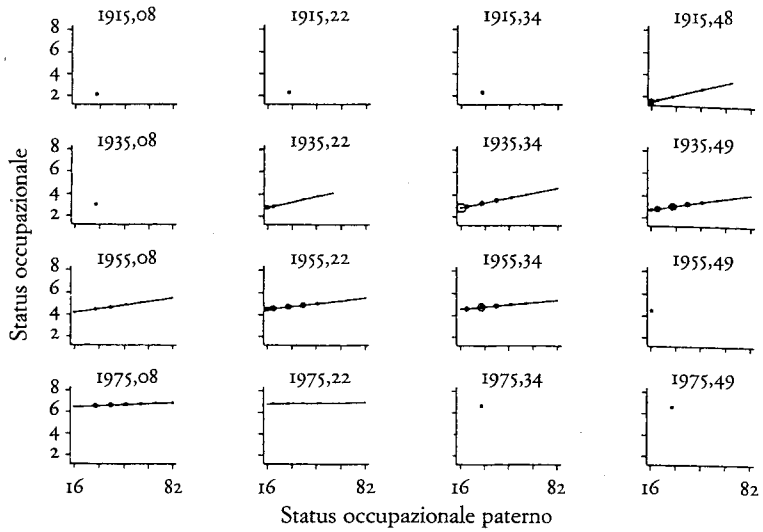
L'effetto dell'istruzione aumenta sostanzialmente con l'anzianità, come indicato dai valori positivi, sia per gli uomini sia per le donne, di b_5 – il coefficiente per il termine di interazione ESP' * IST''. Per

FIGURA 3
Implicazioni del modello per gli uomini



coloro che sono compresi nella coorte di ingresso nella forza-lavoro del 1940 con cinque anni di anzianità, gli effetti sull'ISEI di ciascun anno di istruzione sono, rispettivamente per gli uomini e per le donne, 0,76 (= 10 * (0,061 + 0,031 * 5/10)) e 0,24 (= 10 * (−0,006 + 0,059 * 5/10)); per coloro che hanno 15 anni di anzianità, essi sono 1,08 e 0,83; per coloro che hanno 25 anni di anzianità, sono 1,39 e 1,42 e così via. Quindi, al culmine delle carriere di coloro che entrano nella forza-lavoro nel 1940, ciascun anno di istruzione (in relazione alla media della coorte) equivaleva quasi a un punto e mezzo sulla scala ISEI, al netto dell'estrazione sociale (vedere le FIGG. 1 e 2 per una rappresentazione grafica dello stesso punto; in queste figure la seconda riga, comprendente le coorti d'ingresso dal 1925 fino al 1944, contiene la coorte d'ingresso del 1940). Questo può sembrare relativamente poco notevole, ma produce una differenza di quasi 10 punti ISEI tra i maschi diplomati di scuola superiore e coloro che hanno dei titoli post-laurea (precisamente 9,73 = 1,39 * (20 − 13)) e un'uguale differenza per le donne.

FIGURA 4
Implicazioni del modello per le donne



Ciò nonostante, l'effetto dell'istruzione sul conseguimento dello status occupazionale è relativamente modesto per la coorte d'ingresso nella forza-lavoro del 1940. Inoltre, l'effetto dello status occupazionale paterno è relativamente forte per questa coorte d'ingresso, e tale effetto cambia di poco nel corso della carriera. All'inizio della carriera, ogni incremento puntuale dello status occupazionale paterno (in relazione alla media della coorte) equivale a poco più di un quarto di punto ISEI per gli uomini, al netto dell'istruzione (precisamente 0,285), e a poco più di un terzo di punto ISEI per le donne (precisamente 0,347). Confrontati con grafici simili per altri paesi europei occidentali, questi effetti sono relativamente forti. Inoltre, non cambiano molto con l'anzianità, poiché il coefficiente b_4, per il termine di interazione ESP' * SOP', non è significativo né per gli uomini né per le donne.

In realtà non ci interessa tanto la coorte d'ingresso del 1940, che è una semplice categoria di riferimento convenzionale, quanto il modo in cui le possibilità di mobilità occupazionale sono cambiate nel

tempo. Cominciamo con l'osservare che sia per gli uomini sia per le donne c'è stato un sostanziale sviluppo delle possibilità di mobilità occupazionale: al netto dell'estrazione sociale, del conseguimento dell'istruzione e dell'anzianità, ogni ulteriore anno di ingresso nella forza-lavoro (b_6) si risolve nell'aumento di circa mezzo punto nell'ISEI per gli uomini (precisamente 0,459) e di quasi due terzi di punto ISEI per le donne (precisamente 0,645). Questo fenomeno è stato notato in precedenza, nella nostra analisi relativa al modello (a), ma i coefficienti sono sostanzialmente più alti nel modello (d).

Tuttavia, la questione fondamentale non è semplicemente se le persone hanno migliori chances dei loro padri, ma se le basi della riuscita occupazionale sono cambiate. L'evidenza empirica ci dice che il processo relativo al conseguimento dello status nei paesi industrializzati è più basato sull'acquisizione che sull'ascrizione rispetto ai paesi non industrializzati (Treiman, Yip, 1989); l'evidenza tende pure a segnalare che le società di tutto il mondo sono diventate più aperte nel corso del XX secolo, in relazione alla trasmissione intergenerazionale dello status (Ganzeboom, Luijkx, Treiman, 1989). Ma finora non risulta con altrettanta chiarezza che sia cambiata nel tempo l'importanza relativa dell'acquisizione e dell'ascrizione (ma cfr. De Graaf, Luijkx, 1992, per l'Olanda; De Graaf, Huinink, 1992, per la Germania; Featherman, Hauser, 1978, CAP. 5, per gli USA). L'evidenza in merito viene data, in questa sede, in riferimento all'Italia.

Esaminando b_7 e b_8 – i termini di interazione comprendenti l'anno di ingresso nella forza-lavoro – è chiaro che nel corso del XX secolo la riuscita occupazionale in Italia è diventato sempre più dipendente dall'acquisizione (conseguimento dell'istruzione) e sempre meno dipendente dall'estrazione sociale (status occupazionale paterno). Si consideri innanzitutto il ruolo dell'istruzione, espresso dal coefficiente b_8. I benefici attesi con un ulteriore anno di istruzione, al momento dell'ingresso nella forza-lavoro, differiscono di 0,041 punti ISEI per gli uomini che entrano nella forza-lavoro a dieci anni di distanza l'uno dall'altro, e di 0,062 punti ISEI per le donne. Quindi, nel corso dei 75 anni per i quali abbiamo i dati relativi all'ingresso nella forza-lavoro (dal 1910 al 1985), il numero di punti ISEI presunti per ogni anno di scolarità (in relazione alla media della coorte) è aumentato di circa tre unità per gli uomini (precisamente 3,08 = 0,041 * 7,5 * 10) e ben più di quattro unità per le donne (precisamente 4,65 = 0,062 * 7,5 * 10), che sono incrementi molto sostanziali.

Come abbiamo notato, una difficoltà nel valutare il modello (d) consiste nel fatto che le proiezioni apparentemente ragionevoli spesso ci conducono oltre il campo di variazione dei nostri dati. Per esem-

pio, se dovessimo proiettare l'effetto dell'istruzione sullo status occupazionale all'inizio della carriera verso coloro che hanno cominciato il loro lavoro all'inizio del secolo, dovremmo mostrare un effetto negativo per le donne. Questo sarebbe chiaramente un risultato senza senso, nonché forviante, poiché non disponiamo di dati per un tale campo. Per risolvere questo problema, abbiamo tracciato un grafico della relazione netta tra l'istruzione e lo status occupazionale, conseguente dal modello (d) separatamente per 16 categorie. Queste ultime sono state create suddividendo il nostro campione in quattro coorti d'ingresso nella forza-lavoro (riguardanti i periodi dagli anni d'ingresso 1910-24 agli anni d'ingresso 1965-85), incrociate con quattro categorie di anzianità (coloro che hanno meno di 15 anni trascorsi dall'ingresso nella forza-lavoro, coloro con 15-27 anni, coloro con 28-41 anni e coloro con 42 o più anni). I grafici per i maschi sono mostrati nella FIG. 1 e per le femmine nella FIG. 2. Le FIGG. 3 e 4 (che verranno analizzate più avanti) mostrano i grafici corrispondenti relativi alle relazioni nette tra lo status occupazionale paterno e lo status occupazionale dell'intervistato, evidenziato dal modello (d). In ognuna delle quattro figure, ogni casella è identificata dal punto centrale del campo di variazione delle date relative all'ingresso nella forza-lavoro e di anni di anzianità inclusi nella casella. Le caselle restano vuote se non ci sono casi sufficienti per produrre stime attendibili; inoltre, le dimensioni dei puntini sono proporzionali alla dimensione del campione con specifiche combinazioni di caratteristiche. Quindi, dall'esame delle figure, risultano immediatamente evidenti le combinazioni dell'anno d'ingresso e dell'anzianità ai quali la maggior parte dei nostri dati si riferiscono.

Entrambe le figure che mettono in relazione il conseguimento dell'istruzione con lo status occupazionale mostrano la stessa circostanza – che è, certamente, proprio la circostanza delineata dai coefficienti del modello (d). Se leggiamo ogni colonna, vediamo che le inclinazioni delle rette, le quali mettono in relazione l'istruzione con lo status occupazionale, crescono sistematicamente; ciò indica che l'effetto dell'istruzione aumenta nel corso del XX secolo per fasce successive d'ingresso nella forza-lavoro. Se invece leggiamo ogni riga, vediamo che le inclinazioni crescono sistematicamente; ciò significa che l'effetto dell'istruzione aumenta con l'anzianità. In entrambi i casi, gli incrementi sono più netti per le donne rispetto agli uomini, il che riflette la dimensione più ampia, per le donne, dei termini di interazione comprendenti l'anzianità e l'anno d'ingresso nella forza-lavoro.

Allo stesso modo, possiamo esaminare visivamente l'impatto dell'anno d'ingresso e dell'anzianità nella relazione (netta) tra lo status

occupazionale paterno e lo status occupazionale dell'intervistato. Prima di rivolgerci ai grafici, comunque, osserviamo che il coefficiente b_7, relativo all'interazione tra l'anno d'ingresso nella forza-lavoro e lo status occupazionale paterno è significativamente negativo – ciò corrisponde proprio a ciò che ci aspettiamo in relazione all'ipotesi che nel corso del secolo il sistema di stratificazione italiano si sia allontanato da una base ascrittiva dell'allocazione occupazionale. Valutando l'impatto di questo cambiamento nell'arco dello stesso periodo di 75 anni considerato in precedenza, osserviamo che l'impatto dello status occupazionale paterno sullo status occupazionale dei loro figli è diminuito di circa un terzo di punto ISEI (precisamente $-0{,}383 = +0{,}051 * 75/10$) per ogni punto di ISEI dei padri; mentre l'impatto sullo status occupazionale delle figlie è diminuito di circa mezzo punto ISEI (precisamente $-0{,}548 = -0{,}073 * 75/10$). Di nuovo, si tratta di notevoli diminuzioni. Si considerino, per esempio, due padri, l'uno insegnante di scuola secondaria (ISEI = 63) e l'altro contabile (ISEI = 45). All'inizio del periodo in esame (i primi anni del secolo), ci aspettiamo che la differenza nello status dei rispettivi figli, al netto dell'istruzione, sia quasi di sette punti – circa la metà di uno scarto quadratico medio –, più ampia rispetto alla fine del periodo che stiamo studiando (precisamente $-6{,}89 = (-0{,}383)\ (63 - 45)$); e per le figlie di questi due soggetti ci aspettiamo che la differenza sia persino più ampia, di quasi dieci punti (precisamente $-9{,}86 = (-0{,}548)\ (63 - 45)$).

Questo andamento è esposto molto chiaramente nelle FIGG. 3 e 4. Leggendo ogni colonna, vediamo che le inclinazioni delle rette che mettono in relazione lo status occupazionale paterno con lo status occupazionale crescono sistematicamente, il che è esattamente ciò che ci si aspettava. Comunque, leggendo ogni riga, vediamo che non c'è praticamente alcun cambiamento nell'inclinazione delle rette, certamente a causa della dimensione ridotta di b_4 – il coefficiente per il termine di interazione ESP' * SOP", sia per gli uomini sia per le donne.

Per riassumere: è chiaro che, considerando il paese nel suo insieme, il sistema di status italiano si è spostato sostanzialmente dall'ascrizione all'acquisizione nel corso del XX secolo.

Forza-lavoro non rurale

C'è tuttavia una considerazione sulla quale riflettere. Sappiamo che, nell'arco del periodo che stiamo studiando, l'Italia è passata da un'economia prevalentemente agricola a un'economia prevalentemente in-

dustriale urbana [14]. Di conseguenza, è possibile che i nostri risultati riflettano semplicemente le differenze dei sistemi di stratificazione delle società agricole e non agricole. Per verificare questa possibilità, ripetiamo la nostra analisi relativa all'occupazione solo per la popolazione non rurale. I risultati sono mostrati nella seconda sezione della TAB. 4.

Infatti, l'attenuarsi dell'effetto dell'occupazione paterna sull'occupazione dell'intervistato sembra dovuto principalmente all'allontanamento della forza-lavoro dall'agricoltura. Si consideri il modello (d). Benché praticamente tutti i restanti coefficienti rimangano relativamente inalterati quando l'analisi è ristretta a coloro che non sono impiegati in agricoltura, i due coefficienti non privi d'interesse che concernono l'occupazione paterna, b_2 e b_6, sono sostanzialmente ridotti; inoltre b_7 – il coefficiente che esprime le tendenze nella relazione tra l'occupazione paterna e l'occupazione dell'intervistato – diventa insignificante.

Nonostante questo coefficiente rimanga negativo sia per gli uomini sia per le donne, diventa piuttosto basso quando l'analisi è ristretta alla popolazione non rurale. Quindi, in Italia, come dovunque, sembra che la causa primaria determinante l'orientamento verso una maggiore apertura societaria sia l'abbandono della campagna da parte della popolazione.

D'altra parte, l'incremento dell'effetto del conseguimento dell'istruzione sullo status occupazionale non è affatto influenzato dalla limitazione dell'analisi a coloro che non sono impiegati in agricoltura; di fatto, i coefficienti non rurali sono leggermente maggiori di quelli relativi alla popolazione nel suo insieme. Di qui, la nostra iniziale conclusione – ossia che cresce l'importanza dell'acquisizione in relazione all'ascrizione – è confermata nell'analisi ristretta. Quindi, attraverso un'altra via, torniamo alla stessa conclusione: in Italia, nel corso del XX secolo, il processo relativo al conseguimento di status è diventato più aperto.

14. La proporzione della popolazione economicamente attiva impiegata in agricoltura è scesa dal 57% nel 1901 al 18% nel 1971 (Acquaviva, Santuccio, 1976, p. 48) ed è indubbiamente diminuita ancora di più da allora.

Bibliografia

Articoli e libri

ACQUAVIVA S., SANTUCCIO M. (1976), *Social Structure in Italy: Crisis of a System* (tradotto dall'italiano da C. Hamer), Westview Press, Boulder.

AMMASSARI P. (1977), *Occupational Mobility Trends in Italy*, relazione presentata al Convegno del Research Committee on Social Stratification and Mobility, International Sociological Association, Dublino, 5-7 aprile.

ID. (1978), *La soddisfazione professionale, il prestigio e le tradizioni familiari*, Istituto di Statistica economica dell'Università di Roma, Roma.

BARBAGLI M. (1973), *Scuola e mercato del lavoro*, in Acquaviva, Santuccio (1976).

BARNES S. H. *et al.* (1979), *Political Action: Mass Participation in Five Western Democracies*, Sage, Beverly Hills (CA).

COBALTI A. (1992), *Italian Mobility in an International Perspective: a Comprehensive View*, relazione presentata al Convegno del Research Committee on Social Stratification and Mobility, International Sociological Association, Trento, 14-16 maggio.

DE GRAAF P. M., HUININK J. J. (1992), *Trends in Measured and Unmeasured Effects of Family Background on Educational Attainment and Occupational Status in the Federal Republic of Germany*, in "Social Science Research", 21, pp. 84-112.

DE GRAAF P. M., LUIJKX R. (1992), *Van "Ascription" naar "Achievement"? Trends in Status verwerving in Nederland tussen 1930 en 1980*, in "Mens en Maatschappij", 67, pp. 412-33.

DURAND J. D. (1975), *The Labor Force in Economic Development: A Comparison of International Census Data, 1946-1966*, Princeton University Press, Princeton.

FEATHERMAN D. L., HAUSER R. M. (1978), *Opportunity and Change*, Academic Press, New York.

FEATHERMAN D. L., HAUSER R. M., SEWELL W. H. (1974), *Toward Comparable Data on Inequality and Stratification: Perspectives on the Second Generation of National Mobility Studies*, in "Current Sociology", 2, pp. 383-97.

GANZEBOOM H. B. G., DE GRAAF P. M., TREIMAN D. J. (1992), *A Standard International Socio-Economic Index of Occupational Status*, in "Social Science Research", 21, pp. 1-56.

GANZEBOOM H. B. G., LUIJKX R., TREIMAN D. J. (1989), *Intergenerational Class Mobility in Comparative Perspective*, in "Research in Social Stratification and Mobility", 8, pp. 3-84.

GANZEBOOM H. B. G., TREIMAN D. J. (1991), *Educational Expansion and Educational Achievement in Comparative Perspective*, relazione presentata al Convegno dell'ISA Research Committee 28, in "Social Stratification", Ohio State University, Columbus (OH), 20-21 August.

HAYCRAFT J. (1985), *Italian Labyrinth: Italy in the 1980s*, Secker & Warburg, London.

HEATH A. (1983), *La mobilità sociale*, Il Mulino, Bologna.
INTERNATIONAL LABOR OFFICE (1969), *International Standard Classification of Occupations*, edizione rivista 1968, International Labor Office, Genève.
ID. (1977), *Yearbook of Labour Statistics 1977*, International Labor Office, Genève.
LIPSET S. M., BENDIX R. (1959), *Social Mobility in Industrial Society*, University of California Press, Berkeley.
LOPREATO J. (1965), *Social Mobility in Italy*, in "American Journal of Sociology", 71, pp. 311-4.
LOPREATO J., HAZELRIGG L. E. (1972), *Class, Conflict, and Mobility*, Chandler, San Francisco.
MASON OPPENHEIM K. *et al.* (1973), *Some Methodological Issues in Cohort Analysis of Archival Data*, in "American Sociological Review", 38, pp. 242-58.
SORENSEN A., BRANDON TUMA N. (1981), *Labor Market Structures and Job Mobility*, in "Research in Social Stratification and Mobility", 1, pp. 67-94.
TREIMAN D. J. (1977), *DNI/Occupational Prestige in Comparative Perspective*, Academic Press, New York.
TREIMAN D. J., YIP K. B. (1989), *Educational and Occupational Attainment in 21 Countries*, in L. K. Melvin (ed.), *Cross-National Research in Sociology*, Sage, Newbury Park, pp. 373-94.

Raccolte di dati

BARBAGLI M. *et al.*, *Italian Social Mobility Survey, 1985* [MRDF], Dipartimento di Sociologia, Università di Trento, Trento.
BARNES S. H., *Italian Mass Election Survey, 1968* [MRDF], ICPSR (ed.), CISER [prod.], Roma. Inter-University Consortium for Political and Social Research [distributore], Ann Arbor (MI) – [ICPSR, p. 7953].
BARNES S. H., SANI G., *Italian Mass Election Survey, 1972* [MRDF], ICPSR (ed), Inter-University Consortium for Political and Social Research [distributore], Ann Arbor (MI) – [ICPSR, p. 7954].
BARNES S. *et al.*, *Political Action: An Eight Nation Study, 1973-76* [MRDF], ICPSR (eds.), Inter-University Consortium for Political and Social Research [distributore], Ann Arbor (MI) – [ICPSR, p. 7777].
GANZEBOOM H. B. G., TREIMAN D. J., *International Stratification and Mobility File 1992* [MRDF], Steinmetz Archives/International Archives of Comparative Social Research, Amsterdam/Nijmegen.
ISSP (International Social Science Program), *International Social Survey Program: Social Inequality, 1987* [MRDF], Inter-University Consortium for Political and Social Research [distributore], Ann Arbor (MI) – [ICPSR, p. 9383].
LOPREATO J., *Class Consciousness in Italy, 1963-1964* [MRDF], Data and Program Library Service, University of Wisconsin [distributore], Madison (WI) – [DPLS: SB-507-001-1-1].

Appendice

TABELLA 1
Medie, scarti quadratici medi e correlazioni per l'analisi dell'istruzione (maschi sopra la diagonale [N = 5,419]; femmine sotto [N = 4, 331])

	IST	SOP''	ADN'	SOP''*ADN'	Media	Scarto quadratico medio
IST: anni di scuola		0,452	0,359	0,054	7,613	4.190
SOP'': ISEI del padre	0,434		0,000	0,119	0,000	1,473
ADN': anno di nascita	0,417	0,004		0,008	1.045	14.832
SOP''*ADN'	0,239	0,407	0,006		0,002	22,308
Media	6,991	0,000	5,122	0,077		
Scarto quadratico medio	3,824	1,517	13,425	22,771		

TABELLA 2
Medie, scarti quadratici medi e correlazioni per l'analisi dell'occupazione (maschi sopra la diagonale [N = 5,071]; femmine sotto [N = 2,212])

	ISE'	IST''	SOP''	ESP'	ING'	IST'' * ESP'	SOP'' * ESP'	IST'' * ING'	SOP'' * ING'	Media	Scarto quadratico medio
ISE': status occupazionale		0,516	0,420	−0,338	0,383	0,473	0,396	0,300	0,121	4,140	1,539
IST'': anni di scuola	0,526		0,448	−0,112	0,005	0,918	0,382	0,544	0,197	0,000	3,412
SOP'': ISEI del padre	0,365	0,453		−0,048	0,001	0,419	0,913	0,204	0,372	0,000	1,425
ESP': anzianità	−0,416	−0,086	0,014		−0,836	−0,089	−0,030	−0,064	−0,022	2,979	1,259
ING': anno d'ingresso	0,473	0,009	0,014	−0,892		−0,010	−0,003	0,003	0,004	0,458	1,641
IST''*ESP'	0,481	0,901	0,417	−0,062	−0,003		0,423	0,244	0,072	−0,482	9,468
SOP''*ESP'	0,341	0,388	0,895	0,031	−0,004	0,431		0,068	0,026	−0,086	4,334
IST''*ING'	0,424	0,780	0,346	−0,066	0,013	0,471	0,204		0,400	0,028	5,765
SOP''*ING'	0,214	0,332	0,661	−0,005	−0,003	0,210	0,293	0,426		0,003	2,498
Media	4,346	0,000	0,000	2,848	1,110	−0,368	0,026	0,045	0,009		
Scarto quadratico medio	1,598	3,216	1,439	1,339	1,537	8,722	4,197	6,408	2,992		

TABELLA 3
Medie, scarti quadratici medi e correlazioni per l'analisi dell'occupazione non rurale (maschi sopra la diagonale [N = 4,273]; femmine sotto [N = 1,900])

	ISE	IST''	SOP''	ESP''	ING'	IST''*ESP'	SOP''*ESP'	IST''*ING'	SOP''*ING'	Media	Scarto quadratico medio
ISE': status occupazionale		0,537	0,373	−0,268	0,296	0,489	0,339	0,368	0,168	4,504	1,387
IST'': anni di scuola	0,559		0,433	−0,121	0,004	0,918	0,369	0,591	0,212	0,000	3,548
SOP'': ISEI del padre	0,327	0,443		−0,055	0,001	0,404	0,909	0,222	0,437	0,000	1,454
ESP': anzianità	−0,338	−0,092	−0,001		−0,826	−0,102	−0,039	−0,070	−0,025	2,842	1,239
ING': anno d'ingresso	0,379	0,010	0,004	−0,889		−0,006	−0,001	0,003	0,003	0,667	1,600
IST''*ESP'	0,504	0,902	0,414	−0,064	−0,001		0,410	0,304	0,093	−0,533	9,596
SOP''*ESP'	0,294	0,383	0,891	0,014	−0,002	0,434		0,089	0,091	−0,100	4,310
IST''*ING'	0,493	0,814	0,355	−0,076	0,013	0,525	0,218		0,391	0,025	6,051
SOP''*ING'	0,241	0,336	0,707	−0,008	−0,002	0,223	0,345	0,419		0,003	2,599
Media	4,717	0,000	0,000	2,684	1,313	−0,397	−0,001	0,049	0,008		
Scarto quadratico medio	1,398	3,312	1,469	1,298	1,481	8,654	4,142	6,739	3,152		