

Gianluca Manzo

Interazioni, interdipendenze e stratificazione educativa

Simulazioni multi-agente di un modello formale

Introduzione

Questo saggio presenta il contenuto ed i risultati di un sistema multi-agenti (SMA) concepito al fine di generare una delle più pervasive ed inerti regolarità empiriche aggregate proprie alle società contemporanee: l'associazione tra il gruppo sociale d'origine degli attori ed i loro titoli di studio.

Le mie premesse teoriche s'inscrivono nell'approccio delle scelta scolastica razionale (Boudon, 1973, cap. 2, 4; Gambetta, 1987; Goldthorpe 1996; Breen e Goldthorpe, 1997; Jonsson e Erikson, 2000). Sebbene non esente da critiche (Esping-Andersen e Mestres, 2000; Nash, 2003), esso riscuote oramai un largo consenso per spiegare la genesi della stratificazione educativa (cfr. Manzo, 2004; Breen e Jonsson, 2005).

Non condivido tuttavia il metodo abitualmente seguito per rappresentare e testare le ipotesi teoriche al centro della prospettiva in parola (cfr. Cobalti, 1992; Raftery e Hout, 1993; Schizzerotto, 1997; Need e de Jong, 2000; Ballarino e Bernardi, 2001; Davies *et al.* 2002; Becker, 2003; Hillmert e Jacob, 2003; Breen e Yaish, 2006; Manzo, 2006; Masterkaasa, 2006; Stocké, 2007; Jaeger, 2007).

Il punto di partenza di questo saggio è che i modelli statistici adottati nei lavori citati si trovano nell'impossibilità di dimostrare in modo diretto che la configurazione a livello aggregato della stratificazione sociale dei titoli di studio emerge per composizione di decisioni scolastiche individuali. Essi non possono infatti né rappresentare né studiare una popolazione di attori interdipendenti ed in continua interazione che evolve dinamicamente.

Questa obiezione non equivale a negare l'importanza del «linguaggio delle variabili» per lo studio delle disuguaglianze sociali. Il presente saggio si propone piuttosto di esplorare le piste di ricerca aperte da una tec-

Ringrazio Alberto Baldissera per il tempo che ha consacrato all'analisi di una precedente versione di questo articolo. Ringrazio ugualmente Paolo Barbieri ed Ivano Bison per le critiche costruttive che hanno rivolto al lavoro sottostante questo saggio. Il lettore interessato ad una versione lunga di quest'ultimo, versione che è non è stato possibile pubblicare per limiti di spazio, è invitato a richiederla direttamente all'autore.

nica di simulazione informatica che permette di progredire laddove l'analisi statistica di dati individuali tende ad irrigidirsi. I SMA rendono infatti possibile l'analisi di insiemi complessi di ipotesi sulle azioni individuali, sulle interdipendenze e sulle interazioni che le legano e sui circoli ricorsivi che concatenano le une alle altre¹.

Questa tecnica richiede il seguente percorso di ricerca. Invece di «*inferire la natura di un processo interattivo dall'osservazione dei suoi esiti*» (Manski, 2000, 123, 132), si parte da un «modello»: una rappresentazione ipotetica, ma esplicita, dei meccanismi generatori delle regolarità empiriche da spiegare (cfr. Fararo, 1969; Schelling, 1978, cap. 3; Boudon, 1979a). Si tratta in seguito di formalizzare queste ipotesi; esprimerle in linguaggio matematico e, in seguito, informatico. Queste operazioni di traduzione servono a costruire nella memoria del computer un microcosmo artificiale le cui componenti agiscano ed interagiscano secondo regole deterministiche e/o stocastiche completamente specificate. Si tratta infine di ripetere iterativamente queste regole che traducono le ipotesi di partenza ed osservare cosa esse implicano sotto il profilo processuale così come a livello aggregato.

La costruzione e l'analisi di un SMA implicano dunque tre operazioni – astrazione, formalizzazione e deduzione – su cui si sono costruite due importanti tradizioni di ricerca: la sociologia matematica (cfr. Fararo e Kosaka, 2003) e, più recentemente, la sociologia computazionale (Hummel e Fararo, 1995).

L'articolo si compone di tre parti. Nella *prima* espongo la struttura analitica e formale del SMA costruito per rendere conto della genesi della stratificazione educativa. Sebbene esso sia centrato su una modellizzazione delle scelte scolastiche individuali, esso insiste sul modo in cui queste scelte si influenzano reciprocamente. Per questa ragione, esso prende il nome di «Modello della Scelta Scolare Interdipendente» (MOSSI). Nella *seconda sezione*, mostro che la stratificazione artificiale dei titoli di studio generata dal modello è conforme a quella osservata in Italia ed in Francia negli anni '90. Questa sezione discute inoltre il profilo del processo tramite il quale il modello ha generato questi risultati. La *terza sezione* riporta infine i risultati ottenuti modificando la struttura delle interazioni in cui sono inseriti gli agenti delle società artificiali studiate. Vi si mostra sotto quali condizioni queste interazioni contribuiscono a fluidificare la stratificazione educativa simulata e quando, invece, esse tendono

¹ Si noti che gli studiosi degli «effetti di vicinato» si imbattono in questo stesso problema (cfr. Durlauf, 2004; Manski, 1993a,b; Mouw, 2006; Sampson *et al.*, 2002; Sobel, 2006). Rispetto agli studiosi delle disuguaglianze educative, sembra tuttavia che i primi ammettano più volentieri che pare improbabile che «si possa davvero trarre qualcosa dagli sforzi di modellizzazione del tipo appena descritto quanto ai processi interattivi supposti essere all'origine degli effetti di vicinato nel mondo reale» (Sobel, 2006, 214).

ad irrigidirla. In *conclusione*, accenno ai principali limiti dalla tecnica utilizzata in questo lavoro.

1. *Il MOSSI: un SMA per generare la stratificazione sociale dei titoli di studio*

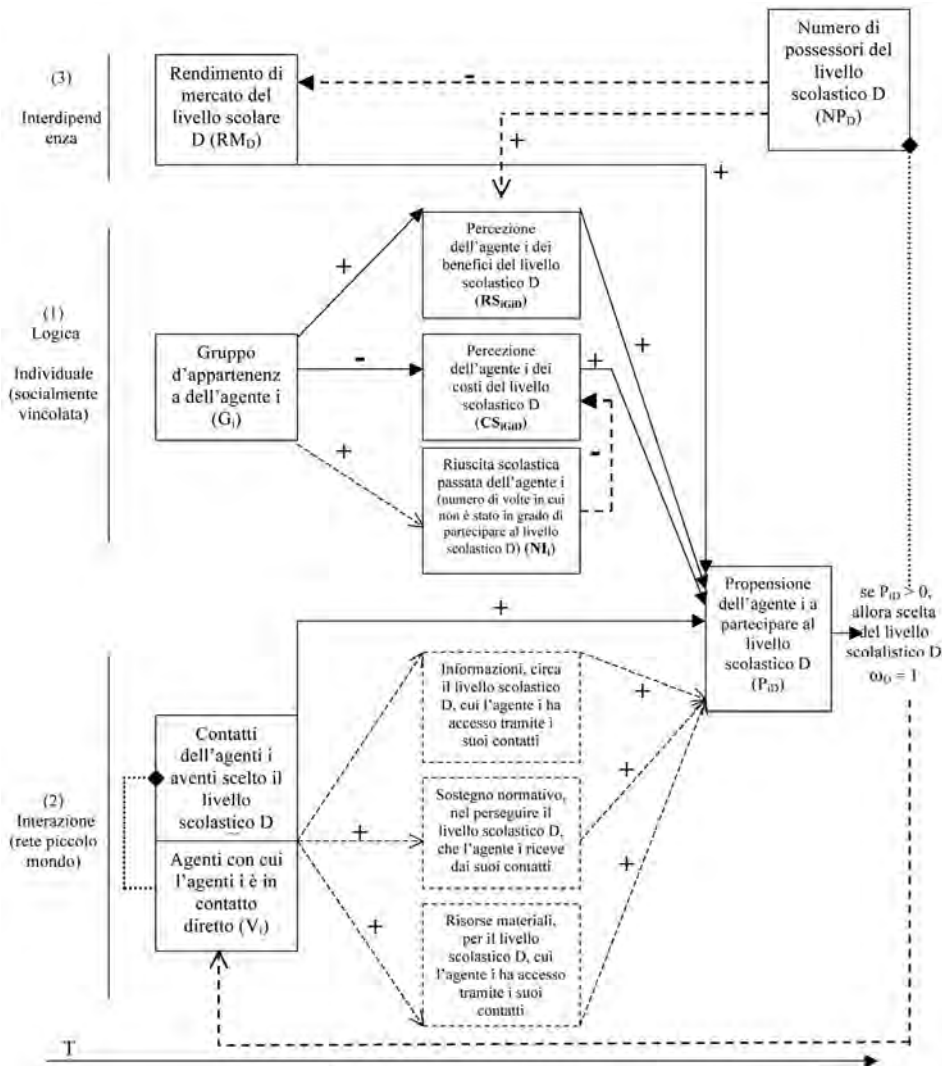
I sistemi multi-agenti (SMA) nascono nel contesto dell'intelligenza artificiale distribuita (cfr. Davidson, 2002; Feber, 1999; Gilbert, 2007). Questa tecnica di simulazione informatica può tuttavia interessare il sociologo perché essa permette: a/ di creare, nella memoria del computer, una popolazione di entità elementari guidate da regole locali di comportamento; b/ di mettere in comunicazione ognuna di esse iscrivendole in una rete di legami diadici; c/ di dare vita a questo microcosmo artificiale facendolo evolvere ciclicamente; d/ di stabilire cosa questa dinamica produce a livello aggregato².

Il SMA qui costruito per rendere conto della genesi della stratificazione educativa contiene tre gruppi di meccanismi (cfr. figura 1).

Il primo riguarda quelli responsabili del legame che esiste tra l'appartenenza ad un dato gruppo sociale e la valutazione individuale dei benefici, dei costi e dei rischi dell'investimento scolastico. Essi possono essere formulati basandosi sull'approccio della scelta scolastica razionale evocato nell'introduzione. La seconda classe di meccanismi concerne invece il legame che esiste tra le decisioni scolastiche degli attori in seno ad una rete di contatti informali. Essi possono essere specificati attraverso alcune idee tratte dalla cosiddetta «membership theory of inequalities» (Durlauf, 1999a, 2002, 2006; cfr. già Durlauf, 1996). Il concetto d'«imitazione razionale» (Hedstrom, 1998) e quello, tratto dalla microeconomia evolutivista, d'«interazione mimetica» (cfr. Orléan, 2002) sono qui centrali. Il terzo ed ultimo gruppo di meccanismi concerne infine il legame che esiste tra alcune componenti della funzione di scelta scolare individuale e gli aggregati sociali che queste stesse scelte creano dinamicamente. Gli studi sui processi di diffusione e svalutazione dei titoli di studio – come quelli di Collins (1979), di Cherkaoui (1982), di Chauvel (1998) o di Duru-Bellat (2006) – costituiscono infine un'utile fonte d'ispirazione.

² Tra le numerose tecniche di simulazione informatica oggi disponibili, i sistemi multi-agenti rappresentano la frontiera più recente ed evoluta (cfr. Gilbert e Troitzsch, 2005). La diffusione di questa tecnica nelle scienze sociali è oramai ben visibile (cfr. Axtell, 2000; Epstein 2006): in geografia (Sanders, 2007), nella scienza politica (Axelrod, 1997; Cederman, 2001) ed in economia (Tesfatsion e Judd, 2006). La presenza dei sistemi multi-agenti nel «cuore» della sociologia è tuttavia ancora limitata (cfr. Macy e Willer, 2002; Manzo, 2007a; Sawyer, 2003, 2005).

Figura 1 *Struttura analitica del «Modello della Scelta Scolare Interdipendente» (MOSSI)*



Nota. Leggere nel modo seguente: «Più il rendimento di mercato [...] è alto, più la propensione [...] sarà alta»; «più il gruppo sociale [...] è alto, più (meno) l'agente valuterà (riuscirà) [...]»; più i contatti dell'agente aventi scelto [...] sono numerosi, più la propensione dell'attore [...] etc.».

Frecce con tratteggio fine: elementi non formalizzati esplicitamente
 Frecce con tratteggio spesso: relazioni che si creano in modo endogeno con il passaggio del tempo (T)

Frecce punteggiate: indicano un'operazione d'aggregazione endogena ripetuta nel tempo (T)

Quattro componenti basilari possono essere rintracciate nel SMA costruito per dare un contenuto specifico a questi meccanismi e per generare dei dati tramite essi: 1/ un contesto istituzionale; 2/ la formazione di scelte scolari; 3/ la formazione di propensioni scolari; 4/ il passaggio del tempo.

1/ *Il contesto istituzionale degli agenti.* Esso prevede: 1a/ una popolazione P composta da n agenti ($i = 1, 2, \dots, n$); 1b/ questa popolazione è divisa in un numero w di gruppi gerarchizzati ($G = 1, 2, \dots, w$); 1c/ ogni agente i appartiene ad uno ed uno solo di questi w gruppi; 1d) un numero z di livelli scolastici ($D=1, 2, \dots, z$) gerarchizzati e condizionali³.

2/ *Le scelte scolari degli agenti.* I seguenti elementi generali sono postulati: 2a/ per ogni livello scolastico D considerato, l'agente i deve compiere la scelta ω di parteciparvi ($\omega_D = 1$) o no ($\omega_D = 0$); 2b/ l'agente i sceglierà il livello scolastico D ($\omega_D = 1$), se la sua propensione P_{iD} a parteciparvi è positiva, altrimenti egli lo rifiuterà ($\omega_D = 0$), incrementando di un'unità il proprio numero di insuccessi (NI); 2c/ in caso di rifiuto, si ammette che l'agente i possa reiterare un certo numero di volte il calcolo di P_{iD} (nelle simulazioni qui discusse, questo numero è uguale a 3); 2d/ la quantità P_{iD} è concepita come una combinazione di quattro termini (RM, RS, CS e I) di cui tre sono ponderati da grandezze (λ, φ e ψ) che sono a loro volta funzione di alcuni parametri ($\alpha = \beta = \gamma = \delta = 1$, nel seguito).

$$P_{iD} : f[\alpha(\lambda RM_D), \beta(\varphi RS_{iGID}), \gamma(\psi CS_{iGID}), \delta(I_{iD})] \quad [1]$$

3/ *La propensione scolare degli agenti.* P_{iD} è supposta dipendere da un «effetto ecologico», da tre «effetti correlati» e da tre «effetti sociali endogeni», uno locale e due «globali» o «allargati» (cfr. Manski 1993a, b).

3a/ *Un effetto ecologico.* Ogni agente prende in considerazione il rendimento di mercato di un dato livello scolastico D (lo si indichi con RM_D , «rendimento di mercato»): più questo rendimento è elevato, più l'agente è incentivato a partecipare al livello scolastico D⁴.

3b/ *Tre effetti correlati.* Ogni agente valuta un dato livello scolastico D anche dal punto di vista del gruppo cui appartiene: più l'agente è originario di un gruppo elevato, più è portato a valutare positivamente ogni livello scolastico (si indichi con RS_{iGID} , «rendimento soggettivo», questa

³ Uso l'espressione «livello scolastico» per indicare un insieme di titoli di studio collocabili in una data fascia o settore di un dato sistema scolastico. I grandi settori cui il modello si riferisce nel suo attuale stato di sviluppo sono il primario, il secondario inferiore, il secondario superiore ed il terziario. L'espressione «titoli di studio» sarà ugualmente utilizzata al plurale con lo stesso significato.

⁴ L'indicatore di RM_D che ho scelto per attribuire un valore numerico a questo termine è la proporzione empirica di individui che, possedendo un dato livello scolastico, ottengono alla fine della loro carriera lavorativa la posizione occupazionale «borghesia» (cfr. appendice, tab. A).

valutazione) e più è dunque incentivato a prender parte ai successivi livelli scolastici⁵.

Ogni agente valuta inoltre i costi da sostenere per ottenere un dato livello scolare D – si indichi con CS_{iGID} , «costi soggettivi», questa valutazione – in base alle risorse materiali ed immateriali associate al gruppo cui appartiene. Se queste risorse sono più ricche quanto più elevato è il gruppo, è lecito supporre che più un agente origina da un gruppo elevato, meno pesantemente percepisce i costi associati all'investimento scolastico, e più è stimolato a prender parte ai vari livelli scolastici⁶.

Ogni agente pondera infine la valutazione dei costi del livello scolastico D cui vuol prender parte attraverso la propria riuscita scolastica passata. In particolare, quanto meno numerosi sono stati gli episodi di insuccesso avvenuti in precedenza (NI, «numero di insuccessi»), tanto meno pesantemente l'agente percepisce i costi della partecipazione scolastica presente e, quindi, tanto più forte è l'incentivo a continuare.

Per formalizzare quest'ipotesi, si può definire il termine della τ nel modo seguente ($\theta = \tau$, nel seguito):

$$\psi = \frac{e^{\theta(NI)_i}}{1 + e^{\theta(NI)_i}} \quad [2]$$

3c/ *Un effetto sociale endogeno locale.* Ogni agente considera le scelte, circa il livello scolastico D che sta valutando, di k altri agenti con cui è in contatto diretto (si indichi questo insieme con V_i , «vicini»). In particolare, l'agente è sensibile ai vicini che hanno scelto il livello scolare D (lo si indichi con V_i^{FD} , "F" sta per «favorevoli»): più essi sono numerosi, più egli stesso sarà incentivato a scegliere il livello scolare D.

La [3] esprime allora l'influenza sociale diretta che pesa su ogni singolo agente nella scelta del livello scolastico D come il rapporto tra l'insieme delle influenze bilaterali positive (V_i^{FD}) che convergono sull'attore ed l'insieme dei suoi vicini (V_i):

$$I_{iD} = \frac{V_i^{FD}}{V_i} \quad [3]$$

⁵ In assenza di dati empirici adeguati, i valori numerici attribuiti a questo termine provengono da famiglie di distribuzioni di probabilità di forma log-normale costruite in modo tale che: a) ogni dato livello scolastico tende ad essere maggiormente valutato quanto più elevato è il gruppo cui appartiene l'agente; b) ogni gruppo G d'agenti possiede una valutazione prioritaria per un dato livello scolastico (cfr. appendice, tab. C).

⁶ In assenza di dati empirici adeguati, i valori numerici attribuiti a C_{iGID} provengono da famiglie di distribuzioni di probabilità di forma log-normale costruite in modo tale che: a) un livello scolastico è tanto più costoso quanto più è elevato; b) l'incremento dei costi tende ad essere tanto più facile da sopportare per l'agente quanto più elevato è il suo gruppo d'appartenenza (cfr. appendice, tab. C).

Il fatto che ogni agente sia inserito in un reticolo più o meno eterogeneo limita il «conformismo educativo» implicato da questo legame positivo tra la diffusione di una data scelta scolastica nell'intorno sociale dell'agente e la probabilità che egli stesso compia questa scelta⁷.

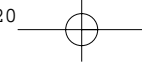
Nel SMA al centro di questo lavoro, la rete artificiale di legami tra gli agenti comporta infatti tanto zone di forte densità relazionale (gli agenti di uno stesso gruppo) quanto una certa proporzione di legami-ponte, capaci di connettere agenti di gruppi diversi. In particolare, gli agenti sono disposti su una rete di tipo «piccolo mondo» (cfr. Watts, 2004), che permette di combinare l'alta densità locale propria di una «rete regolare» con l'alta probabilità che ogni attore sia direttamente connesso con ogni altro caratterizzante una «rete casuale». Nei termini della «biased net theory» (cfr. Skvoretz, *et al.* 2004), ciò che qui distorce la rete casuale è l'appartenenza degli agenti ad un dato gruppo. Il caso assicura invece la presenza di una certa quantità di «legami deboli» (Granovetter, 1973, 1983)⁸.

3d) *Due effetti sociali endogeni globali*. La propensione di ogni agente a partecipare al livello scolastico D è anche influenzata, indirettamente dalla diffusione di questo livello scolastico D nella popolazione nel suo insieme).

Chiamo NP_D il «numero aggregato di possessori» di questo livello scolastico D , e postulo che esso agisca indebolendo progressivamente il rendimento di mercato di un dato livello scolastico D (RM_D). Come mostra la [4], specifico il termine λ della [1] che pesa RM_D attraverso una funzione logaritmica in modo da evitare che questa svalutazione delle credenziali educative sia troppo rapida:

⁷ Tre meccanismi distinti giustificano l'esistenza di tale legame: a) sotto il profilo cognitivo, quanto più numerosi sono coloro che, tra i contatti di «ego», hanno scelto un certo percorso scolare, tanto più numerose potrebbero essere le informazioni cui «ego» avrà accesso circa le possibili aree di incertezza che riguardano questo percorso; b) sotto il profilo normativo, quanto più numerosi sono coloro che, tra i contatti di «ego», hanno scelto un certo percorso scolastico, tanto più «ego» può essere portato a ritenerlo legittimo; c) sotto il profilo materiale, quanto più numerosi sono coloro che, tra i contatti di «ego», hanno scelto un certo percorso scolastico, tanto più numerose potrebbero essere le risorse utilizzabili durante la vita scolastica cui «ego» avrà accesso scegliendo questo stesso percorso.

⁸ La struttura «piccolo mondo» è stata creata a partire da una variante dell'algoritmo proposto da Watts e Strogatz (1998; cfr. anche Watts, 1999, 503-506, 524). Poiché dispongo di più gruppi di agenti (caratterizzati da preferenze, RS, e risorse, CS, differenti), dopo avere creato una rete regolare in seno ad ogni gruppo (rete in cui ogni agente dispone mediamente di K «vicini»), una proporzione B di questi legami è disconnessa in modo casuale per connettere agenti facenti parte di gruppi differenti. Per rappresentare la tendenziale predominanza dei legami eterofili di corto raggio rispetto ai legami eterofili di lungo raggio, questa riconnessione verso l'esterno segue peraltro la regola seguente: più due gruppi d'agenti sono «socialmente» distanti (valore assoluto della differenza tra gli indici dei loro gruppi rispettivi), più è bassa la probabilità di riconnessione intergruppo (PCI).



$$\lambda = \frac{1}{\ln(NP_D)} \quad [4]$$

Ogni agente è supposto infine reagire agli effetti inflattivi generati dall'aggregazione delle scelte educative anteriori altrui. In particolare, esso modifica progressivamente la propria valutazione del livello scolastico D tanto più positivamente quanto più aumentano coloro che lo posseggono. In una struttura educativa gerarchizzata e condizionale, la svalutazione di un dato livello scolastico dovrebbe spingere infatti gli agenti ad interessarsi sempre più poiché esso costituisce un prerequisito per accedere a credenziali scolastiche sopraordinate il cui valore di mercato è ancora intatto.

Per rappresentare l'idea che questa rivalutazione soggettiva dei titoli di studio potrebbe essere discontinua, progressivamente più debole ed anche ritardata rispetto al momento in cui un dato livello scolastico comincia a svalutarsi, il termine della [1] che pondera RS_{iGiD} può essere specificato tramite la funzione che segue⁹:

$$\varphi = \ln\left(e + \text{ENT}\left(\frac{NP_D}{1000}\right)\right) \quad [5]$$

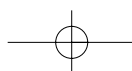
Così, sostituendo nella [1], la [4], la [5], la [2] e la [3], i meccanismi generatori della propensione scolare di ogni agente i circa il livello scolastico D , risultano formalizzati nel modo seguente¹⁰:

$$P_{iD} = \alpha\left(\frac{1}{\ln(NP_D)}RM_D\right) + \beta\left(\ln\left(e + \text{ENT}\left(\frac{NP_D}{1000}\right)\right)RS_{iGiD}\right) - \gamma\left(\frac{e^{\theta(NT)i}}{1+e^{\theta(NT)i}}CS_{iGiD}\right) + \delta\frac{V_i^{FD}}{V_i} \quad [6]$$

4) *Il passaggio del tempo.* La «vita» del SMA le cui entità elementari sono gestite dalla [6] è scandita da blocchi di 52 iterazioni (1 iterazione = 1 settimana → 52 iterazioni = 1 anno). Ad ogni iterazione, si estraggono casualmente 20% degli agenti e si determina la loro scelta scolastica se-

⁹Ho scelto il valore 1000 come base fissa della « divisione intera » (ENT) – particolare tipo di divisione in cui si trascuria il «resto» (es.: 12/5=2) – in base alle dimensioni delle popolazioni sulle quali il modello sarà simulato. La costante e serve invece ad assicurare che il valore di RS_{iGiD} non si modifichi finché non sia stato raggiunto il primo gradino della funzione (per $NP_D > 1000$).

¹⁰Se si considera anche la regola di decisione $\omega_D = 1 | > 0$ (cfr. punto 2), si vede che la [6] – i cui termini sono peraltro standardizzati in modo tale da variare tra 0 ed 1 – è un'applicazione semplice di un «modello di scelta discreta con esternalità» (cfr. Durlauf, 1999b; Nadal e Gordon, 2005). Benché questi modelli si stanno diffondendo rapidamente in economia (cfr. Durlauf, 2001; Durlauf e Cohen-Cole, 2004; Phan e Payot, 2006), già Schelling (1971, 1973) così come Granovetter (1978) e Granovetter e Soong (1983, 1988) fecero ricorso a formalizzazioni analoghe.



condo la [6]. Ogni cinquantadue iterazioni, invece, si determinano le scelte scolastiche della totalità degli agenti, procedendo, così, al computo globale dei titoli di studio scelti ai diversi livelli della gerarchia educativa. L'influenza sociale locale (V_i^{FD}/V_i) e quella globale (che si esprime tramite la quantità NP_D) operano dunque su due assi temporali sfalsati.

Data l'importanza accordata a queste molteplici fonti di dipendenza tra le scelte scolari degli agenti propongo di chiamare questo SMA, «MOdello della Scelta Scolare Interdipendente» (MOSSI, nel seguito). Simularlo significa lasciare evolvere per svariate centinaia di iterazioni gli agenti le cui decisioni sono guidate dal fascio di ipotesi che ho fin qui esposto. Questa successione di iterazioni sostiene un *processo* di cui si tratta ora di analizzare le implicazioni aggregate e la natura¹¹.

2. Le implicazioni aggregate e processuali del MOSSI

La tabella 1 mostra, in primo luogo, che le regole locali che gestiscono, nella società artificiale, il comportamento degli agenti, le loro interazioni ed i circoli ricorsivi tra di esse, sono in grado di generare a livello aggregato una chiara strutturazione della distribuzione dei titoli di studio degli agenti in funzione del loro gruppo di appartenenza. I dati riportati mostrano, in secondo luogo, che la configurazione di questa stratificazione simulata è strutturalmente omologa a quella esistente in Francia ed in Italia negli anni '90. L'indice di dissimilarità tra le due serie di distribuzioni bivariate vale infatti 2.54 per la Francia e 1.76 per l'Italia¹².

¹¹ Il linguaggio di programmazione «a oggetti» usato per costruire il MOSSI è «Java». Ringrazio calorosamente Frédéric Amblard (professore associato di informatica all'Università di Tolosa 1) per essersi reso disponibile a scrivere il programma informatico necessario per simulare e studiare questo modello.

¹² Si potrebbe considerare anche il valore del chi-quadrato (123 per l'Italia e 81 per Francia), del chi-quadrato di massima verosimiglianza (55 per l'Italia e 40 per Francia) e del criterio baesiano d'informazione (-53.44 per l'Italia e -76.10 per Francia). Riporto in appendice l'insieme delle condizioni parametriche sotto le quali questi dati sono stati generati. Ho già discusso il significato dei valori attribuiti ai parametri RM, RS e CS (cfr. nota 4, 5, 6). Aggiungo ora che i valori di RS e di CS riportati in appendice sono stati ottenuti cercando di massimizzare la prossimità – quantificata tramite l'«indice di dissimilarità» – tra dati simulati e dati empirici. Nel campo della simulazione informatica, questa fase è detta « identificazione » o « calibratura » del modello (Ginot e Monod 2007). Ho tuttavia studiato il comportamento del MOSSI anche con popolazioni d'agenti le cui preferenze e risorse erano invarianti rispetto al gruppo: 1) in un primo tempo, stessi RS e stessi CS per tutti i gruppi, con $RS = CS$; 2) in un secondo tempo, stessi RS e stessi CS per tutti i gruppi, con $RS \neq CS$ e $CS > RS$; 3) in un terzo tempo, stessi RS e stessi CS per tutti i gruppi, con $RS \neq CS$, $CS > RS$ et RS et CS differenziati per diploma. Nessuna di queste forme di omogeneità intergruppo ha però permesso di avvicinarsi alla struttura dei dati italiani e francesi. Per quanto riguarda, invece, la rete di legami tra gli agenti (cfr. nota 8), il basso valore di K cerca di evitare che gli agenti siano oppressi per costruzione dai loro contatti diadici; i va-

Tabella 1 *Distribuzioni virtuali ed empiriche del livello scolastico più alto ottenuto da agenti e attori sociali (in colonna) secondo il gruppo virtuale e sociale d'origine (in linea). Frequenze assolute prodotte dal MOSSI (media di 20 replicazioni) e frequenze assolute empiriche*

	1a	1b+1c	2a+2b	2c	3a+3b	TOT.
	Distribuzione Simulata (Francia)					
I+II (1)	188.1	426.4	520.6	495.35	1290.55	2921
IIIa+IIIb (2)	730	1253.75	837.9	422.2	429.15	3673
IV (3)	1210.5	1596	662.35	307.65	332.5	4109
V+VI+VIIa,b (4)	1578.1	2236.5	787.15	264.85	206.4	5073
Tot.	3706.7	5512.65	2808	1490.05	2258.6	15776
	Distribuzione Empirica (Francia, FQP 1993)					
I+II (1)	196	402	557	492	1274	2921
IIIa+IIIb (2)	747	1331	710	455	430	3673
IV (3)	1121	1661	632	304	391	4109
V+VI+VIIa,b (4)	1576	2174	746	316	261	5073
Tot.	3640	5568	2645	1567	2356	15776
	Distribuzione Simulata (Italia)					
I+II (1)	4.8	35.4	101.15	397.3	333.35	872
IIIa+IIIb (2)	10.45	113.65	215.65	455.6	194.65	990
IV (3)	318.4	860.4	1058.45	590.7	152.05	2980
V+VI+VIIa,b (4)	393.35	1128.05	1508.05	618.65	75.9	3724
Tot.	727	2137.5	2883.3	2062.25	755.95	8566

	1a	1b+1c	2a+2b	2c	3a+3b	TOT.
Distribuzione Empirica (Italia, ILFI 1999)						
I+II (1)	3	26	125	393	325	872
IIIa+IIIb (2)	7	80	251	455	197	990
IV (3)	321	874	967	612	206	2980
V+VI+VIIa,b (4)	365	1104	1436	677	142	3724
Tot.	696	2084	2779	2137	870	8566

Note:

- 1) Gruppi sociali (in linea): I+II = «borghesia»; IIIa+IIIb = «classe media impiegatizia»; IV = «Piccola borghesia urbana ed agricola»; V+VI+VIIa,b = «Operai». Ricodifica «Casmin» [cfr. Breen 2004: 9-14] delle rispettive classificazioni nazionali
- 2) Livelli scolastici (in colonna): 1a = «assenza di titolo di studio»; 1b+1c = «titoli di studio primari»; 2a+2b = «titoli di studio secondari inferiori»; 2c = «titoli di studio secondari superiori»; 3a+3b = «titoli di studio terziari».
- 3) Popolazioni: Uomini e donne con età compresa tra 25 e 64 anni il cui padre e/o la cui madre hanno dichiarato la propria occupazione
- 4) Per non moltiplicare il numero dei parametri del modello, mi sono limitato ad una classificazione dei gruppi e dei diplomi in quattro categorie.

Fonti dei dati empirici: Francia, *Enquête Formation-Qualification professionnelle*, INSEE, 1993 (cfr. <http://www.cmh.ens.fr/acsdm2/enquetes/enqfcp.php>); Italia, *Indagine Longitudinale sulle Famiglie Italiane*, 1999 (cfr. Bernardi e Pisati, 2002, 62-67)

Per caratterizzare meglio la struttura della stratificazione educativa artificiale generata dal MOSSI si può sottoporla a svariate analisi statistiche. Confrontare i risultati di queste elaborazioni con quelli ottenibili sui dati italiani e francesi è peraltro utile per valutare la pertinenza del MOSSI almeno dal punto di vista del realismo delle sue implicazioni aggregate.

Poiché queste analisi sono già state discusse in modo dettagliato altrove (cfr. Manzo 2006b, 65-75), mi si permetta allora di richiamarne in questa sede solo il principio di fondo che le ha ispirate così come il profilo generale dei risultati ottenuti.

Dal punto di vista metodologico, le analisi hanno riguardato, da un lato la distribuzione dei titoli di studio in seno ai vari gruppi e il grado di disuguaglianza di questa distribuzione (aspetto assoluto), e, dall'altro, le opportunità educative che i gruppi hanno gli uni rispetto agli altri nell'ottenimento dei vari livelli scolastici (aspetto relativo)¹³. Sotto il profilo sostantivo, invece, i dati della tabella 1 contengono tre regolarità rilevanti.

In primo luogo, l'analisi delle distribuzioni marginali mostra che una proporzione considerevole d'individui si ferma in Francia ai titoli di studio di livello primario; in Italia, invece, sono i titoli di studio di livello secondario che raccolgono la maggior parte degli effettivi scolastici. In secondo luogo, l'analisi delle percentuali di linea calcolabili sulle frequenze assolute della tabella 1 mostra che i «deflussi educativi» seguono una relazione di «proporzionalità inversa» tra il gruppo sociale d'origine ed i titoli di studio più frequentemente ottenuti. Il livello scolastico primario è la «moda» in Francia per i primi tre gruppi sociali, mentre, in Italia, la borghesia e la classe media impiegatizia presentano lo stesso livello scolastico «modale» (titoli di studio di scuola secondaria superiore). In terzo luogo, un'analisi delle percentuali di colonna mediante le curve di Lorenz e l'indice di Gini (cfr. Barbut, 1984; Hellevik, 1997; Lampard, 2000) mostra che la composizione sociale dei titoli di studio (gli «afflussi educativi») è leggermente più inegualitaria in Italia che in Francia (0.23 vs. 0.21). Nel primo paese, infatti, i titoli di studio di livello secondario inferiore sono fortemente concentrati nel gruppo operaio.

Due ulteriori osservazioni sono ricavabili dall'analisi dei dati empirici della tabella 1 sotto il profilo relativo. Il calcolo degli «odds ratios generaliz-

lori di B e di PCI cercano invece di rappresentare la tendenziale omofilia delle relazioni sociali (McPherson *et al.* 2001). Su questo punto, circa il fenomeno dell'omogamia sociale ed educativa, il lettore può riportarsi: per l'Italia, a Cobalti e Schizzerotto (1994, cap. 5) e a Bernardi (2002); per la Francia, a Forsé e Chauvel (1995); per due vaste comparazioni internazionali a Smith *et al.* (1998) e a Domanski e Przybysz (2007).

¹³ Sulla distinzione tra aspetto assoluto e relativo della stratificazione, il lettore può rifarsi, per gli studi sulla mobilità sociale, a Erikson e Goldthorpe (1992, cap. 2) o a Cobalti (1995, cap. 3) e, per le ricerche sulle disuguaglianze educative, a Barbut (1984), Cobalti (1989a), Mare (1981), Blossfeld e Shavit (1993), Hellevik (1997, 2002), Marshall e Swift (1999) e Vallet (2007).

zati» (cfr. Kaufman e Schervishs, 1987; Cobalti, 1989b), fa apparire una configurazione polarizzata delle opportunità educative in cui il gruppo operaio e gli autonomi hanno forti vantaggi concorrenziali per l'ottenimento dei titoli di studio di livello inferiore mentre la classe media impiegatizia e la borghesia godono di opportunità particolarmente favorevoli per l'ottenimento delle credenziali educative superiori. Sebbene già visibile dal valore medio di questi coefficienti (3,56 vs. 1,89), la stima del modello log-lineare detto di «differenza uniforme» (Erikson e Goldthorpe, 1992, 91-92; Xie, 1992; cfr. anche Powers e Xie, 2000, cap. 4) conferma che la struttura delle opportunità educative in Italia è più rigida di quella osservata in Francia.

Questi risultati empirici non sono certamente originali. Ciò che conta qui, tuttavia, è che ognuno di essi si ritrova nei dati generati dal MOSSI. Grazie ad un'unica concatenazione di ipotesi generative, esso ha dunque prodotto a livello aggregato una stratificazione dei livelli scolastici strutturalmente conforme, sotto il profilo assoluto e relativo, a quella rilevata empiricamente in Italia ed in Francia negli anni '90¹⁴.

Il problema è ora di capire in che modo vi sia arrivato il mondo artificiale animato dalle ipotesi generative schematizzate nella figura 1. Questa domanda necessita una risposta tanto più che, all'inizio della simulazione, le valutazioni soggettive dei benefici (parametro RS) e dei costi (parametro CS) che ogni agente associa ai vari livelli scolastici sono eterogenee all'interno di ogni gruppo virtuale così come largamente sovrapposte tra questi gruppi. Eppure, la configurazione aggregata dei titoli di studio risulta nettamente differenziata alla fine della simulazione.

È plausibile supporre che quattro elementi principali concorrano a generare questo scarto tra le condizioni individuali iniziali ed il risultato aggregato finale. In primo luogo, poiché la successione dei livelli scolastici attraverso cui passano gli agenti è sequenziale e condizionale, gli agenti che non ottengono un dato livello non possono passare al successivo. Questa situazione, per costruzione, ha maggiori probabilità di realizzarsi ai primi livelli scolastici per gli agenti dei gruppi inferiori. Essa diminuisce quindi, in modo progressivo, le loro chance di continuare la corsa educativa.

In secondo luogo, nelle società artificiali studiate gli agenti possono certo tentare un certo numero di volte il passaggio ad un dato livello scolastico. Per coloro che vi riescono la percezione dei costi diventerà progressivamente più rosea. Non vi sarà invece alcun "bonus" per quelli che sperimentano alcuni insuccessi. Così come concepita nel MOSSI, la riuscita scolastica passata costituisce dunque un secondo divaricatore delle opportunità. Essa allontana infatti progressivamente la percezione dei costi di coloro che riesco-

¹⁴ La simulazione del MOSSI ha peraltro permesso di produrre anche due set di dati diacronici che descrivono l'evoluzione della stratificazione educativa in Italia ed in Francia su una serie di coorti d'individui che coprono tre quarti del ventesimo secolo. Questi risultati sono parzialmente riportati in Manzo (2007b, 28-39).

no (percezione già più favorevole in partenza) da quella (già un po' più sfavorevole in partenza) di coloro che riescono con maggiori difficoltà.

La rete di legami in cui gli agenti sono situati, in terzo luogo, è stata costruita per dare maggiore spazio ai legami infragruppo e, tra quelli intergruppo, ai legami di corto raggio. La selezione differenziale tra i gruppi di agenti rende quindi i loro reticoli progressivamente più ricchi di risultati scolastici simili. Per coloro che riescono fin dall'inizio, ciò costituirà un vantaggio (la riuscita degli uni sostiene la riuscita degli altri); per coloro la cui riuscita è incerta, ciò rappresenta invece uno svantaggio (i risultati negativi degli uni compromettono le opportunità di miglioramento degli altri). La povertà di legami eterofili tra gli agenti comporta dunque che le interazioni diadiche infragruppo sostengono sempre più le scelte scolastiche costose in seno ai gruppi di agenti superiori e, al tempo stesso, frenano la diffusione di queste stesse scelte tra i gruppi di agenti meno dotati.

Infine, i circoli ricorsivi che si stabiliscono tra gli aggregati di titoli di studio, il valore di mercato dei titoli e le valutazioni soggettive stesse degli agenti rilanciano iterativamente i tre fenomeni precedenti, incrementando i loro effetti separatori.

È molto probabilmente attraverso questi quattro fenomeni che il MOSSI alimenta un «processo di vantaggio cumulativo», cioè una dinamica in cui *«vantaggi comparativi iniziali in termini di capacità acquisite, di posizione strutturale e di risorse disponibili producono vantaggi incrementali successivi tali che lo scarto tra coloro che hanno e coloro che non hanno nel campo scientifico (così come in altri ambiti della vita associata) si accentua finché non intervengono processi di bilanciamento»* (Merton, 1988, 606, 610).

Un processo siffatto, rendendo possibile quello che Merton (1968, 62) battezzò «effetto Matteo» (1968, 62), secondo cui *«i ricchi diventano più ricchi secondo un'estensione che rende i poveri relativamente più poveri»*, permette così che le popolazioni di agenti qui analizzate, relativamente poco differenziate per preferenze e risorse agli stadi iniziali della simulazione, lo diventino sempre più con l'avanzamento del tempo simulato.

La simulazione del MOSSI genera, dunque, delle forme di stratificazione educativa innescando un «processo di vantaggio cumulativo», che sostiene un «processo di amplificazione», cioè una *«struttura in cui l'interdipendenza tra gli agenti ha l'effetto di amplificare in modo smisurato i loro obiettivi»* (Boudon, 1979b, 156-157). Era d'altronde attraverso questo tipo di processi che Schelling (1971) si propose di spiegare la genesi della segregazione spaziale.

3. Le interazioni tra gli agenti e le loro implicazioni aggregate

Sebbene si cerchi di migliorare le capacità di studio e di visualizzazione del processo interno di una simulazione (cfr. Bullock *et al.*, 2006), a di-

spetto della chiarezza dei meccanismi disposti in entrata, la comprensione del processo che essi generano resta ancora un compito arduo.

Al fine di corroborare l'ipotesi che il MOSSI inneschi un «processo di amplificazione» sostenuto da un «processo di vantaggio cumulativo», ho allora modificato i valori di alcuni parametri che sembrano particolarmente salienti per comprendere questo processo e ho osservato in che modo cambiano i risultati aggregati che esso genera (strategia nota come «analisi di sensibilità», Gilbert e Troitzsch, 2005; Ginot e Monod, 2007).

Uno studio precedente della sensibilità del modello alla variabilità infragruppo delle preferenze (parametro RS) e delle risorse (parametro CS) degli agenti (cfr. Manzo, 2006b, 76-81) mi porta a ritenere che i vari aspetti della rete d'interazioni diadiche che legano gli agenti riveste un ruolo di primo piano. Queste analisi hanno infatti mostrato che piccole e, soprattutto, localizzate modificazioni di RS e CS sono sufficienti per generare dei cambiamenti considerevoli nella stratificazione artificiale aggregata dei titoli di studio. Diffondendo ed amplificando dei microcambiamenti locali, solo la presenza di una rete di legami tra gli agenti è in grado di alimentare un tale risultato. Nella letteratura economica sulla «membership theory of inequality», il fenomeno per cui le «interazioni sociali possono amplificare gli effetti degli incentivi individuali» (Durlauf e Cohen-Cole, 2004) è stato d'altronde chiamato «moltiplicatore sociale».

È dunque possibile che la bassa densità così come la forma segregata e la limitata estensione dell'eterogeneità sociale dei reticoli in cui ho inizialmente situato gli agenti della mia società artificiale contribuisca in modo decisivo ad un allontanamento progressivo dei risultati scolastici degli agenti inizialmente poco dotati rispetto a quelli degli agenti che partono con un bagaglio un po' più ricco di risorse e di obiettivi. Per controllare questa ipotesi, modificherò dapprima il numero medio di legami tessuto da ogni agente; interverrò in seguito sul tipo di eterofilia di questi legami; manipolerò infine la proporzione stessa di questi legami eterofili¹⁵.

3.1. La quantità di interazioni diadiche tra gli agenti

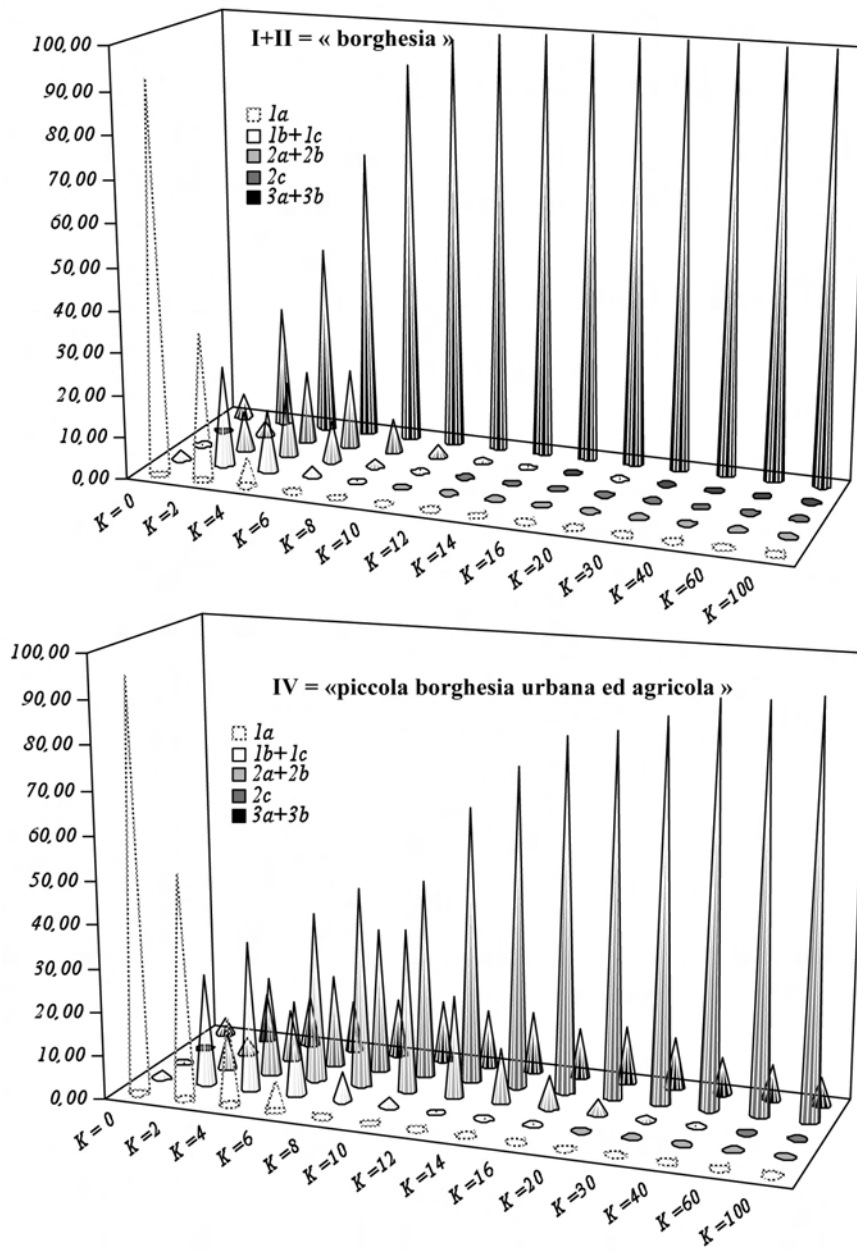
È ragionevole supporre che i meccanismi che il MOSSI associa alle interazioni tra gli attori (cfr. figura 1) abbiano tanto più spazio per esprimersi quanto più numerose sono queste interazioni.

La figura 2 presenta le percentuali d'ottenimento dei vari livelli scolastici in seno ai quattro gruppi d'agenti che la simulazione del modello ha generato per diversi valori del numero medio di contatti diadici in cui ogni agente è situato (parametro K, cfr. nota 8).

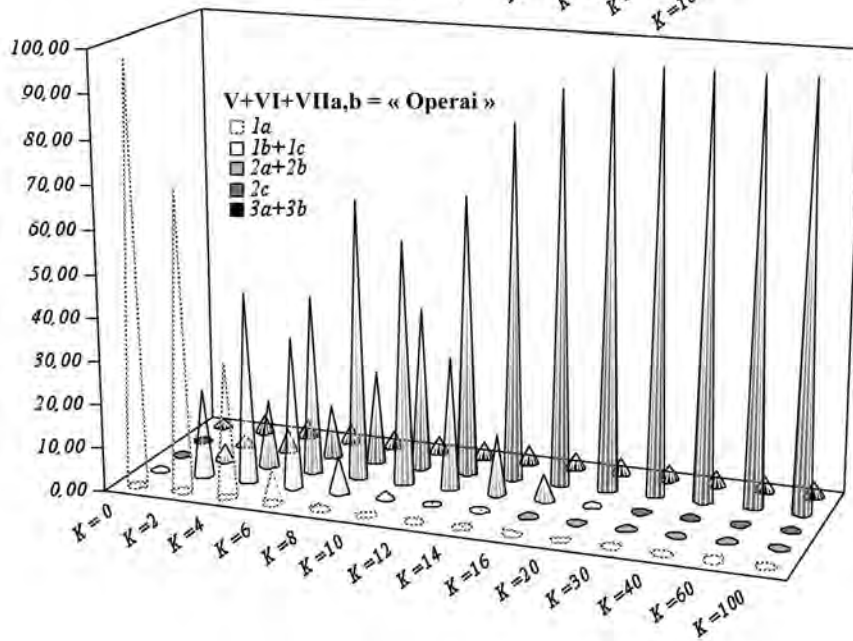
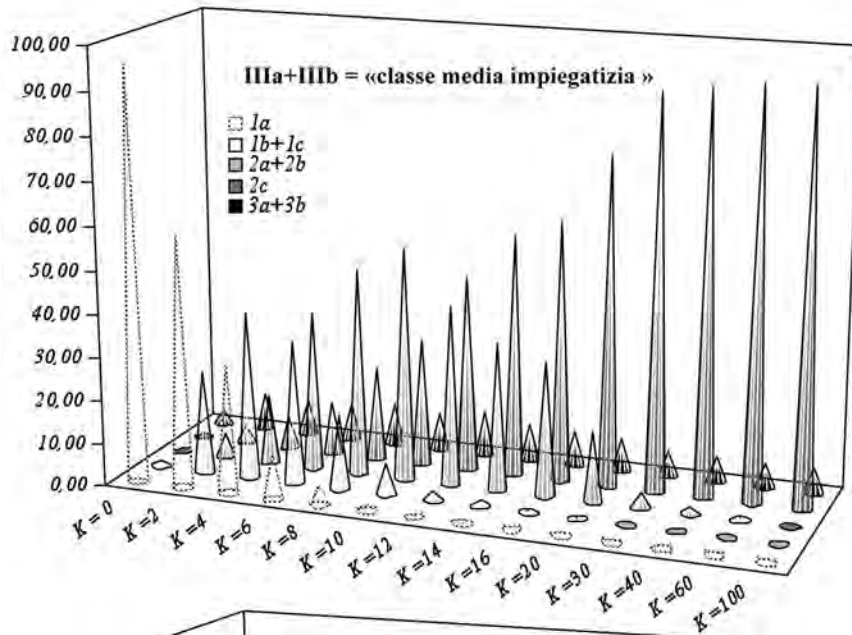
Essa mostra, in primo luogo, che un incremento della quantità di interazioni cui hanno accesso gli agenti genera uno spostamento dei deflussi edu-

¹⁵ In questa embrionaria « analisi di sensibilità », mi limiterò, per ragioni di spazio, all'analisi dei «deflussi educativi» ed ai risultati ottenuti simulando il modello sui dati francesi.

Figura 2 Percentuali d'agenti (in ordinata) che hanno ottenuto i vari livelli scolastici per valori crescenti del parametro K (numero medio di legami diadici stabiliti da ogni agente) (in ascissa). Simulazione di riferimento: $K = 4$ (valore adottato per riprodurre i dati italiani e francesi, cfr. appendice, tab. B)



LEGENDA. Livelli scolastici: 1a = «assenza di titolo di studio»; 1b+1c = «titoli di studio primari»; 2a+2b = «titoli di studio secondari inferiori»; 2c = «titoli di studio secondari superiori»; 3a+3b = «titoli di studio terziari»



cativi aggregati verso i livelli scolastici superiori. Per un valore di K uguale a 10, per esempio, quasi il 100% degli agenti «I+II» ottengono un titolo di studio di livello terziario mentre circa il 45% degli agenti «IIIa+IIIb», circa il 30% degli agenti «IV», e circa il 37% degli agenti «V+VI+VIa,b» ne ottengono uno di livello secondario superiore. Per il valore di K (= 4) precedentemente scelto per riprodurre i dati empirici italiani e francesi, queste percentuali valevano, invece, rispettivamente, circa 44%, 11%, 7% e 5%.

Poiché solo il valore del parametro K è stato modificato, questo spostamento verso l'alto della stratificazione educativa simulata non può che derivare dai fenomeni di contagio e di propagazione sostenuti, nelle mie società artificiali, dalle interazioni diadiche tra gli agenti. È d'altro canto facile immaginare che un maggior numero di contatti tra di essi moltiplichi sia le opportunità di rafforzamento reciproco tra le scelte scolastiche emesse più frequentemente in seno ad un dato gruppo di agenti sia le occasioni in cui essi considerano le scelte meno frequenti. Così possono prodursi, in seno ai vari gruppi virtuali, delle gerarchie educative più elevate.

Se si riduce la quantità di interazioni diadiche cui gli agenti hanno accesso, si assiste invece a un movimento di segno opposto.

Nel caso in cui ogni agente abbia solo in media 2 vicini, una percentuale compresa tra il 50% e l'80% degli agenti, a seconda del gruppo considerato, si arresta nel migliore dei casi al primo livello della gerarchia educativa. Nella situazione estrema in cui gli agenti siano completamente isolati ($K = 0$), il risultato è ancora più radicale. Invece di uno spostamento dei deflussi educativi aggregati verso il basso, si osserva infatti un vero e proprio sprofondamento di questi flussi: in tutti i gruppi virtuali quasi la totalità degli agenti non ottiene alcun titolo.

In assenza del termine di influenza (V_i^{FD}/V_i), diminuisce, infatti, fortemente la probabilità che gli agenti possano controbilanciare dei costi (parametro CS) tendenzialmente superiori ai benefici (parametro RS) (cfr. appendice, tab. C).

La figura 2 lascia, tuttavia, intravedere la natura non lineare di questa relazione tra una modifica del numero di interazioni diadiche che legano gli agenti, i fenomeni di contagio e di propagazione che ne derivano, e le trasformazioni dei deflussi educativi aggregati.

Nel caso, infatti, di un aumento del numero di interazioni diadiche cui gli agenti hanno accesso, non si registra alcun fenomeno di propagazione dei livelli scolastici terziari in seno ai tre gruppi di agenti subordinati.

Per valori elevati di K , si osserva addirittura una leggera riduzione della percentuale di agenti che completano questo livello scolastico.

La genesi di quest'ultimo risultato aggregato è comprensibile. Per ottenere titoli di studio di questo livello, gli agenti dei gruppi virtuali in questione dovrebbero disporre di valori sui parametri RS e CS molto diversi da quelli che, per ipotesi, si attribuiscono loro il più delle volte all'inizio della simulazione. Poiché la proporzione di legami intergruppo è ridotta, la presenza di un maggior numero di interazioni diadiche quasi

esclusivamente con agenti ugualmente incapaci di allontanarsi dalle preferenze e dalle risorse tipiche del loro gruppo, non servirà a modificare bilanci «costi-benefici» sfavorevoli. In queste condizioni, un incremento della quantità di interazioni diadiche cui gli agenti hanno accesso genera semplicemente un «isolamento» di quei pochi agenti che, grazie a valori eccezionali su RS e su CS compiono una scelta rara, indipendentemente da ogni influenza relazionale.

Questo risultato è particolarmente significativo perché mette in evidenza il ruolo nefasto che l'eccessiva densità di legami tra attori aventi caratteristiche simili può avere sulle loro opportunità di riuscita. Essa può impedire (o rallentare) l'innovazione individuale — scolastica nel caso. Nella letteratura economica sulla «membership theory of inequality», questo fenomeno è stato chiamato «trappola della povertà» (Durlauf, 2006; Durlauf e Cohen-Cole, 2004), ma esso è stato messo in evidenza anche dalla letteratura teorico-sperimentale sulle reti «piccolo mondo» (Watts, 2004, 261) così come da quella empirica sugli «effetti di vicinato» (cfr. Sampson *et al.*, 2002, 459).

Nei sistemi artificiali studiati, i «legami forti» (infragruppo), possono, dunque, sotto certe condizioni, costituire effettivamente una «debolezza» — secondo le tesi originarie di Granovetter (1978). Si tratta ora di stabilire se i legami intergruppo (i «legami deboli») costituiscono sempre una «forza».

3.2. Il tipo di eterofilia delle interazioni diadiche intergruppo

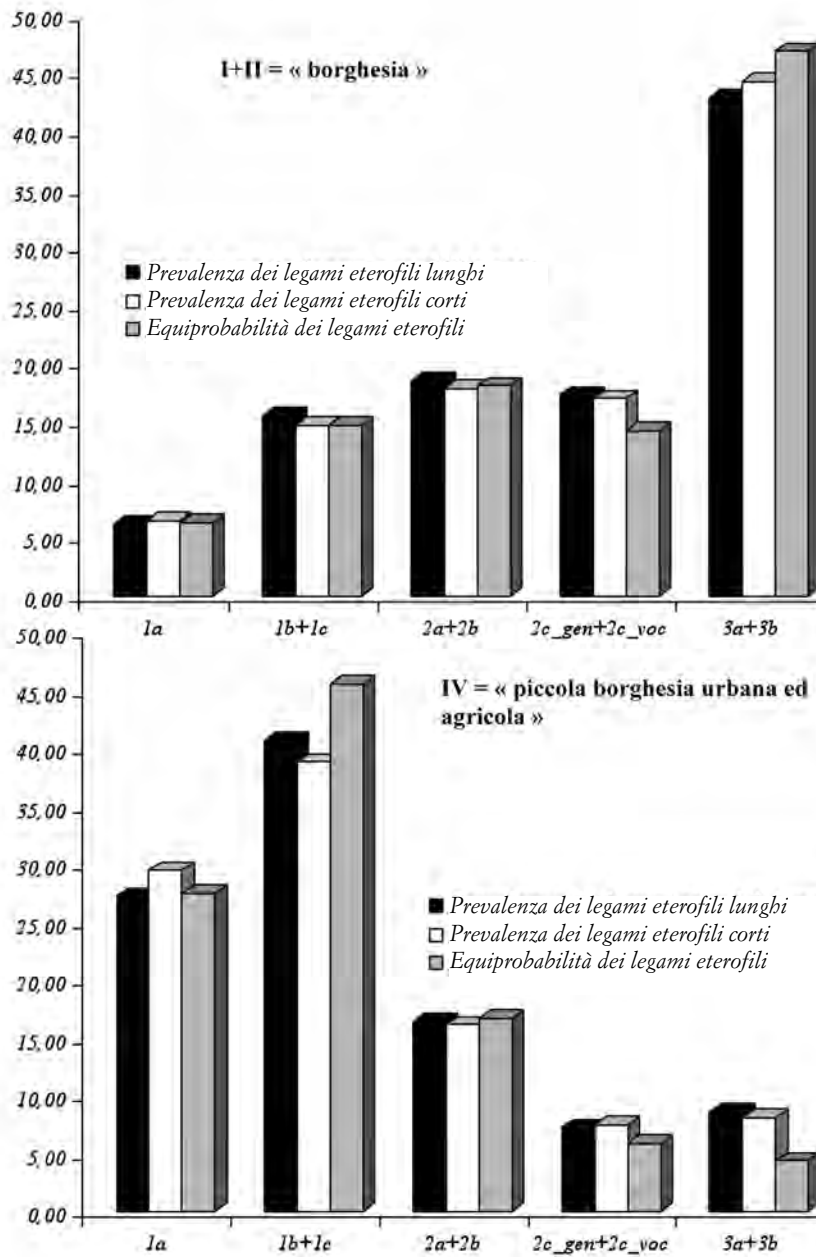
Si è congetturato precedentemente che la capacità del MOSSI di generare un processo d'amplificazione sostenuto da un processo di vantaggio cumulativo dipende in buona parte dal fatto che i legami tra agenti di gruppi diversi sono fortemente segregati (mettono cioè in relazione gruppi diversi, ma relativamente prossimi) e sono poco numerosi.

Per esplorare gli effetti della forza dei legami deboli nel contesto delle società artificiali qui considerate, si può allora intervenire, in un primo tempo, sul tipo di eterofilia che caratterizza le interazioni diadiche intergruppo (parametro «PCI», cfr. nota 8).

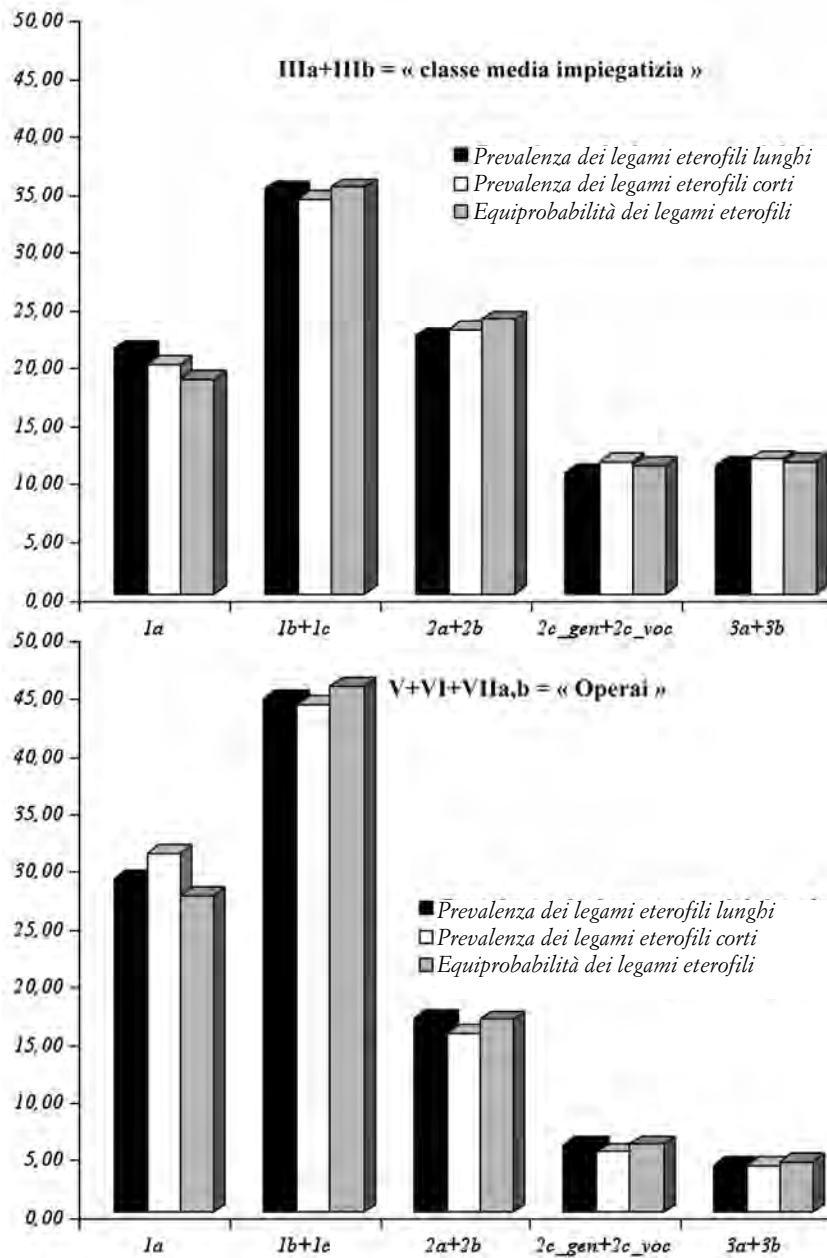
In particolare, rispetto alla struttura che ho attribuito loro per riprodurre i dati empirici italiani e francesi, secondo cui la probabilità di legare due agenti facenti parte di due gruppi diversi è tanto più bassa quanto più i gruppi sono socialmente distanti (cfr. nota 8 e appendice, tab. B), il MOSSI può essere simulato usando due altre configurazioni di legami intergruppo. In una, la probabilità di legare due agenti facenti parte di due gruppi diversi è tanto più alta quanto più questi gruppi sono socialmente distanti; nell'altra, questa probabilità è la stessa, qualunque siano questi due gruppi.

La figura 3 presenta le percentuali d'ottenimento dei vari livelli scolastici in seno ai quattro gruppi d'agenti che la simulazione del modello ha generato per questi tre tipi di eterofilia dei legami intergruppo. Li chiamo, rispettivamente, «prevalenza dei legami eterofili corti», «prevalenza dei legami eterofili lunghi», «equiprobabilità dei legami eterofili».

Figura 3 Percentuale di agenti (in ordinata) che hanno ottenuto i vari livelli scolastici per diverse strutture dei legami intergruppo. Simulazione di riferimento: « prevalenza dei legami eterofili corti » (struttura utilizzata per riprodurre i dati italiani e francesi, cfr. appendice, tab. B)



LEGENDA. Livelli scolastici: 1a = «assenza di titolo di studio» ; 1b+1c = «titoli di studio primari»; 2a+2b = «titoli di studio secondari inferiori»; 2c = «titoli di studio secondari superiori»; 3a+3b = «titoli di studio terziari»



Gli istogrammi mettono in evidenza un risultato interessante. Rispetto alla «prevalenza dei legami eterofili corti» adottata per approssimare i dati empirici, la configurazione relazionale diametralmente opposta («prevalenza dei legami eterofili lunghi») non genera una trasformazione profonda della strutturazione statistica dei deflussi educativi aggregati. Sotto queste nuove condizioni parametriche, infatti, il livello scolastico modale dei vari gruppi di agenti non cambia. Vero è che un'analisi dettagliata delle specifiche percentuali d'ottenimento di questi vari livelli scolastici mostra che la struttura «equiprobabilità dei legami eterofili» genera un leggero innalzamento dei deflussi educativi. Queste trasformazioni sono tuttavia di debole entità.

Sarebbe tuttavia errato dedurre da questo risultato che i legami intergruppo, e, in particolare, il loro livello di eterofilia, non costituiscono un fluidificatore delle scelte scolastiche individuali e, attraverso esse, della stratificazione educativa aggregata. Nel MOSSI, infatti, da un lato, le interazioni diadiche tra gli agenti non sono ponderate in funzione del loro gruppo di appartenenza (l'influenza bilaterale tra un agente operaio ed un agente borghese, per esempio, è, dunque, esattamente la stessa che essa vada dal primo verso il secondo o viceversa); dall'altro lato, i legami intergruppo si creano a scapito dei legami infragruppo.

La congiunzione sistematica di agenti situati ai poli opposti della gerarchia sociale virtuale (circostanza che si realizza nel caso della configurazione relazionale «prevalenza dei legami eterofili lunghi») mette allora in moto un fenomeno di propagazione i cui effetti si controbilanciano. Se un agente operaio, per esempio, può beneficiare della prossimità di un agente borghese per compiere una scelta scolastica rara nel proprio gruppo, quest'ultimo può dal canto suo beneficiare in misura minore delle scelte educative degli agenti facenti parte del suo stesso gruppo per sostenere le scelte educative più costose.

Che questo fenomeno sia effettivamente all'opera nel generare l'assenza di cambiamenti profondi nella struttura dei deflussi scolastici aggregati che ci si potrebbe aspettare sotto questa condizione di massima eterofilia, è d'altro canto dimostrato dal fatto che è proprio la configurazione d'«equiprobabilità dei legami eterofili» a generare un leggero movimento verso l'alto dei risultati scolastici. Qui non vi sono infatti legami sistematici tra gli agenti socialmente più lontani e, al tempo stesso, la segregazione delle interazioni diadiche associata alla struttura «prevalenza dei legami eterofili corti» è annullata.

Tenuto conto del modo in cui i legami intergruppo sono costruiti nei miei sistemi multi-agente, a conferma di quanto ipotizzato, vi sono dunque dei segni tangibili sulla capacità dei «legami deboli» di alimentare dei fenomeni di propagazione di scelte scolastiche infrequenti in seno ai vari gruppi.

3.3. La quantità di interazioni diadiche intergruppo

Sia nel tentativo di riprodurre i dati empirici italiani e francesi sia nelle due precedenti batterie di simulazioni, si è ammessa solo una quota relativamente limitata di legami deboli (circa il 10% dei legami globalmente esistenti nel sistema). Si tratta allora di esaminare infine il tipo di stratificazione educativa artificiale generata dal MOSSI, riducendo ancora il loro numero 0, al contrario, aumentandolo.

Si noti che ciò significa spostarsi progressivamente da un mondo artificiale organizzato in quattro reti (regolari) di legami infragruppo completamente disconnesse (per $B=0$), ad uno strutturato in un'unica rete casuale in cui gli agenti hanno solo contatti all'esterno del proprio gruppo (per $B=1$). L'algoritmo adottato per costruire la rete dei legami tra gli agenti permette facilmente di passare dall'uno all'altro (cfr. Watts, 1999, 503-506), e i sistemi multi-agente rendono agevole lo studio delle implicazioni aggregate di queste modificazioni (cfr. Amblard e Deffuant, 2004).

Le percentuali di ottenimento dei livelli scolastici in seno ai vari gruppi virtuali riportate nella figura 4 per diverse numerosità dei legami intergruppo (e, per le tre configurazioni di questi legami considerate nella sezione precedente) mostrano così un primo risultato degno di nota.

Rispetto alla presenza relativamente contenuta di legami intergruppo adottata per riprodurre i dati empirici ($B = 0,1$), la loro completa assenza (nel caso in cui $B=0$) comporta che gli agenti dei due gruppi superiori ottengono, rispettivamente, più titoli di studio terziari e secondari superiori, ma gli agenti dei due gruppi inferiori rimangono più frequentemente senza alcun titolo.

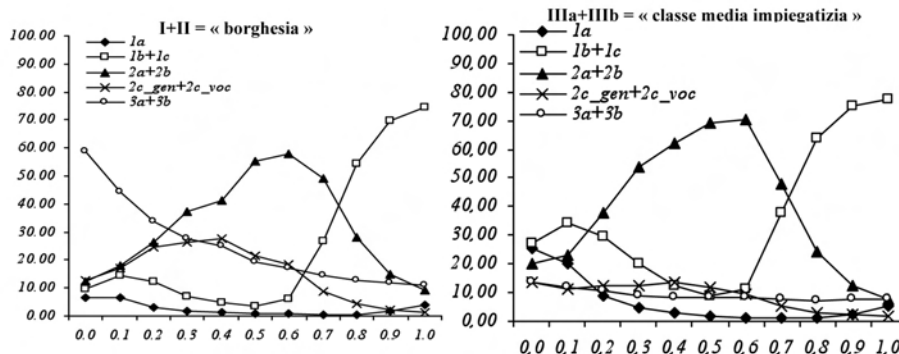
Le interazioni diadiche intergruppo hanno quindi effettivamente il merito di alimentare la propagazione di scelte scolastiche «innovative» tra i membri dei gruppi inferiori. Quando i quattro gruppi di agenti sono completamente separati, ed esiste solo una rete di legami interna al gruppo, il MOSSI genera infatti una struttura aggregata dei titoli di studio ancora più segregata rispetto a quella che si osservava in presenza di una quota limitata di legami intergruppo.

La figura 4 mette tuttavia in guardia dal considerare il potere fluidificatore dei legami deboli come una funzione lineare del loro numero. Essa mostra infatti che, quale che sia il tipo di eterofilia considerato, se le interazioni diadiche tra agenti facenti parte di gruppi diversi passano dal 10% dei legami globalmente esistenti nel sistema a circa il 60%, il segno delle trasformazioni dei deflussi educativi aggregati non è univoco. Mentre i tassi di riuscita ai livelli scolastici intermedi ($2a+2b$) migliorano per gli agenti dei tre gruppi subordinati, l'ottenimento dei titoli di studio di livello terziario si deteriora per gli agenti del gruppo superiore.

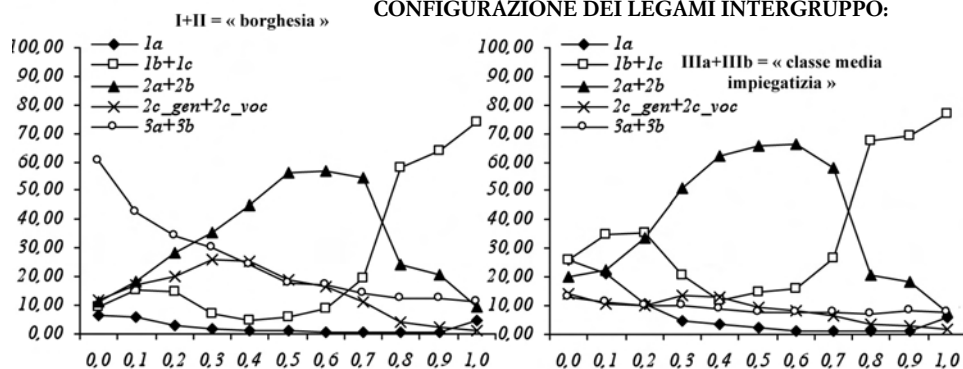
Se, poi, la quantità di legami intergruppo oltrepassa il 60% o il 70% (a seconda del tipo di eterofilia considerato), questa convergenza verso il li-

Figura 4 Percentuali d'agenti (in ordinata) che hanno ottenuto i vari livelli scolastici per valori crescenti di « B » (proporzione di legami intergruppo presenti globalmente nella rete) (in ascissa). Simulazione di riferimento: « Prevalenza dei legami eterofili corti » e « b » = 0.1 (parametri adottati per riprodurre i dati italiani e francesi, cfr. appendice, tab. B)

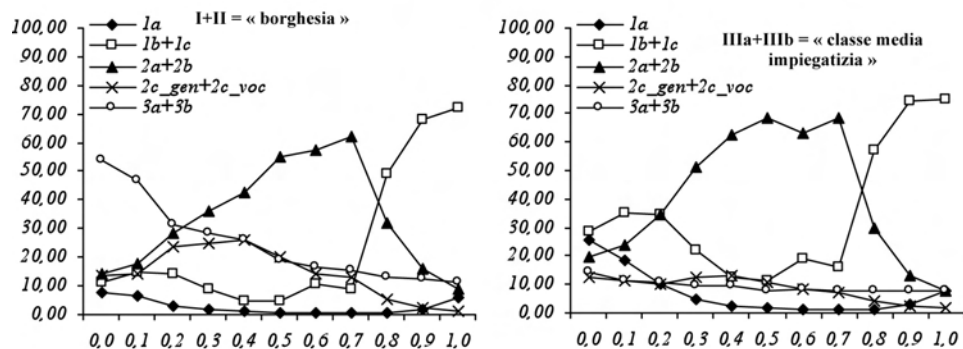
CONFIGURAZIONE DEI LEGAMI INTERGRUPPO:



CONFIGURAZIONE DEI LEGAMI INTERGRUPPO:

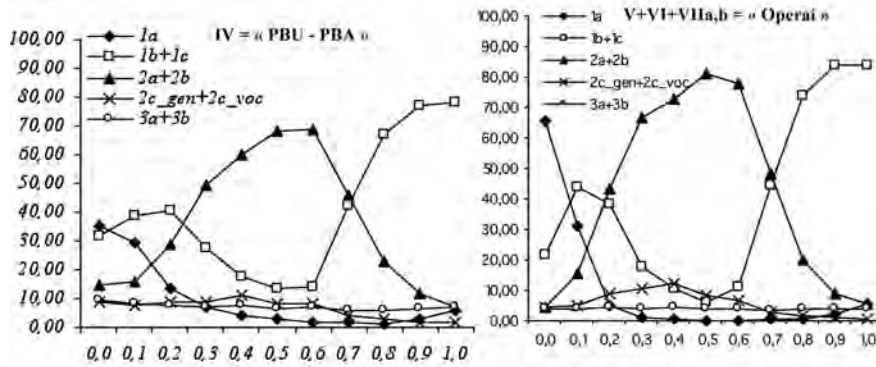


CONFIGURAZIONE DEI LEGAMI INTERGRUPPO:

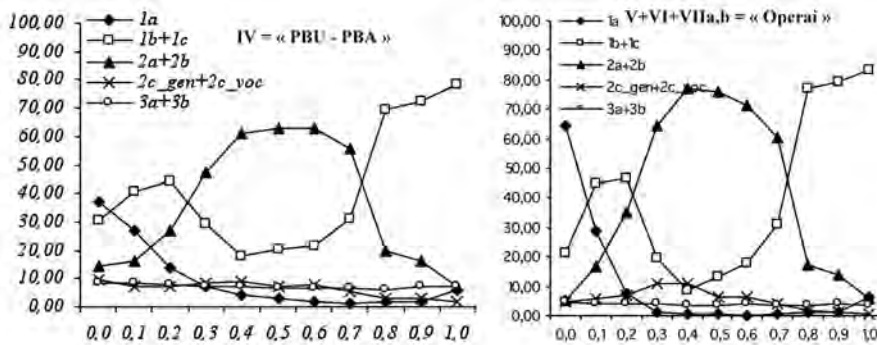


LEGENDA. Livelli scolastici: 1a = «assenza di titolo di studio»; 1b+1c = «titoli di studio primari»; 2a+2b = «titoli di studio secondari inferiori»; 2c = «titoli di studio secondari superiori»; 3a+3b = «titoli di studio terziari»

«PREVALENZA DEI LEGAMI ETEROFILI CORTI»



«PREVALENZA DEI LEGAMI ETEROFILI LUNGI»



«EQUIPROBABILITÀ DEI LEGAMI ETEROFILI»

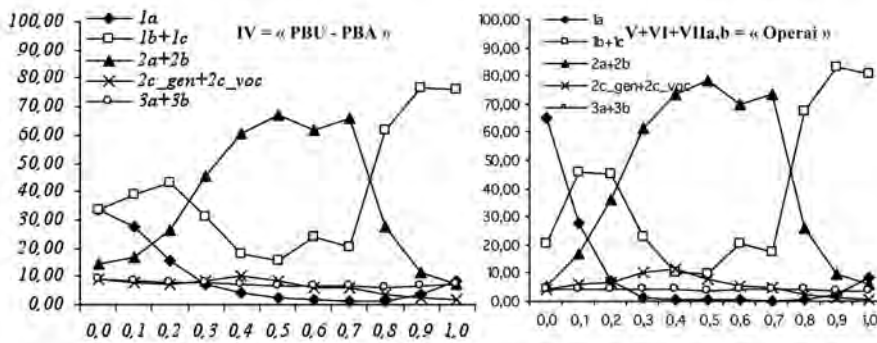
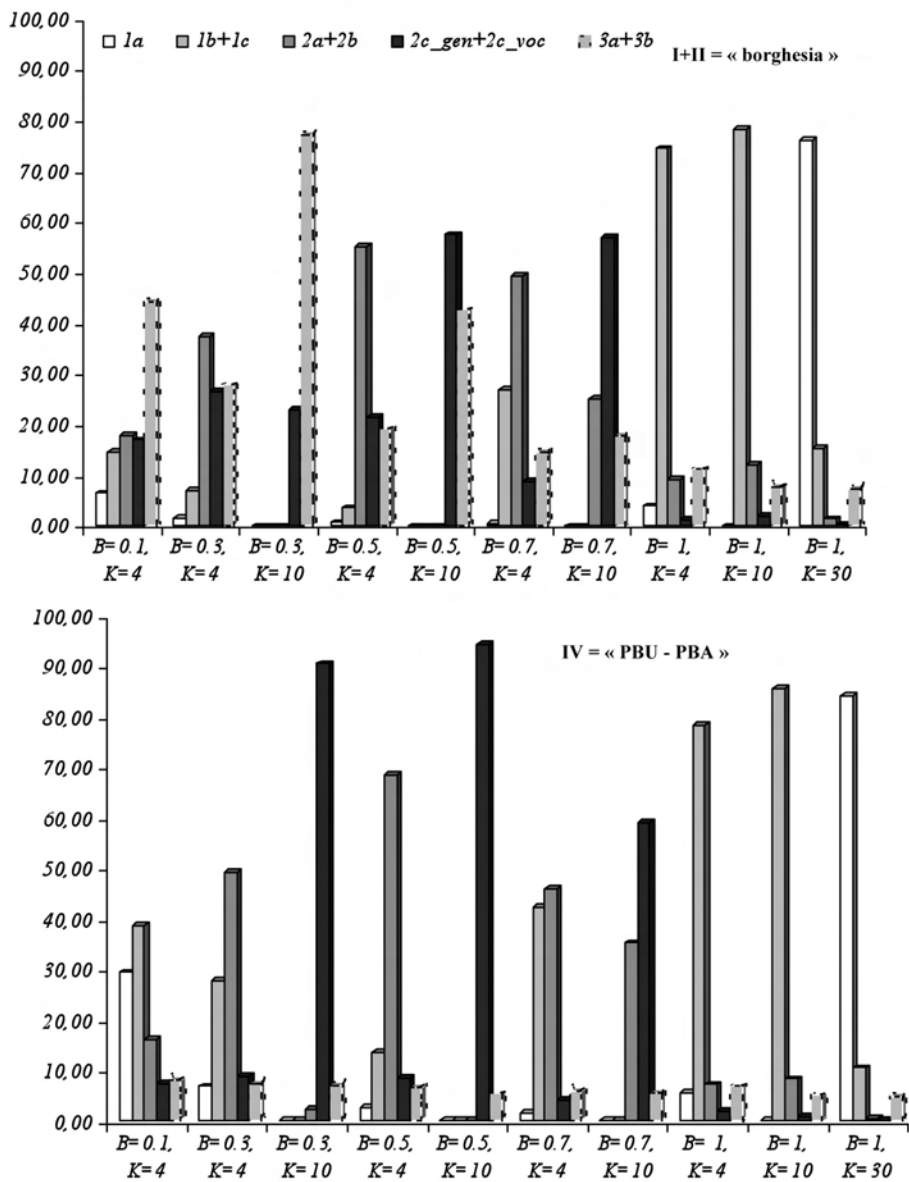
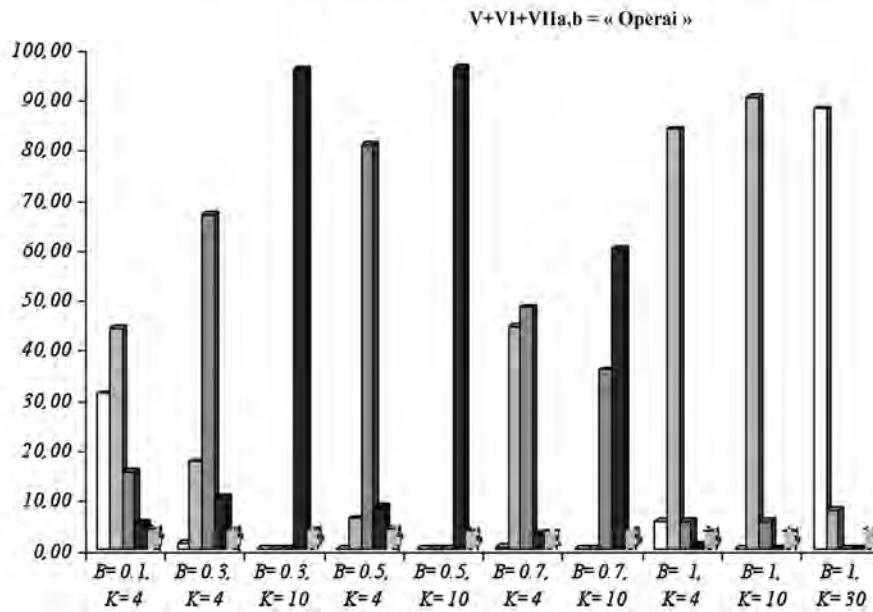
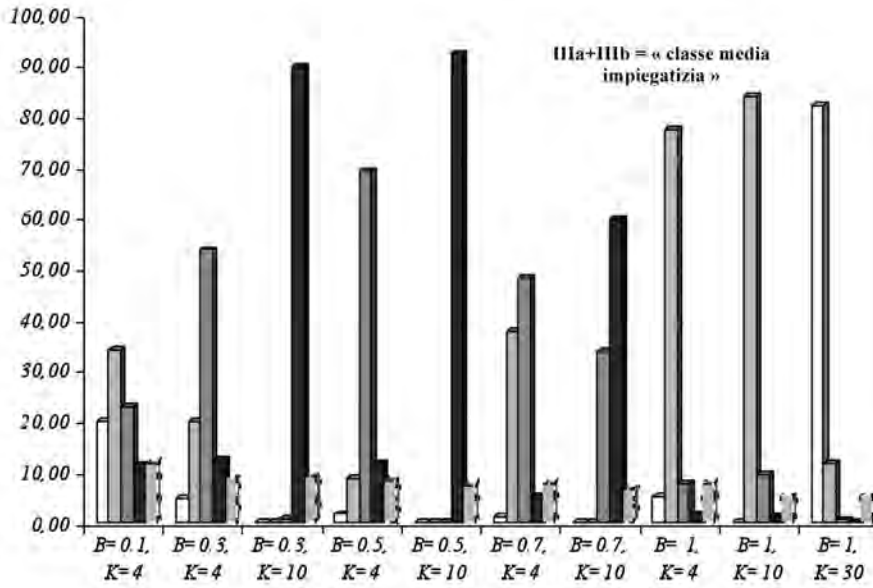


Figura 5 Percentuale di agenti (in ordinata) che hanno ottenuto i vari livelli scolastici per valori crescenti dei parametri K (numero medio di legami diadici per agente) e B (proporzione di legami diadici intergruppo presenti globalmente nella rete) (in ascissa). Leggere in coppia: per uno stesso valore di B, si confronti K=4 con K=10



LEGENDA. Livelli scolastici: 1a = «assenza di titolo di studio»; 1b+1c = «titoli di studio primari»; 2a+2b = «titoli di studio secondari inferiori»; 2c = «titoli di studio secondari superiori»; 3a+3b = «titoli di studio terziari»



vello scolastico $2a+2b$ si trasforma in un crollo dei deflussi educativi aggregati.

Le condizioni sotto le quali il MOSSI genera questo effetto, tutto sommato, indesiderabile causato da un incremento estremo dell'eterogeneità sociale dei reticoli degli agenti, sono chiare.

Si è detto infatti che la moltiplicazione dei legami intergruppo si realizza nel MOSSI, a scapito dei legami infragruppo. Poiché la cristallizzazione delle gerarchie educative in seno ad ogni gruppo di agenti è alimentata dalle interazioni diadiche esistenti tra i suoi membri, man mano che ci si sposta verso un mondo in cui esiste un'unica rete casuale in cui gli agenti hanno solo contatti all'esterno del proprio gruppo (per $B=1$), si deteriorano le basi stesse della costituzione di queste gerarchie. Ancora: nella misura in cui il supporto proveniente dall'interazione con «alter» è tanto più necessario quanto più una scelta scolastica è costosa, le scelte che avranno più probabilità di propagarsi saranno precisamente quelle che necessitano poco sostegno da parte delle scelte scolastiche altrui. Ciò spiega perché, in un modo artificiale senza interazione infragruppo, solo il primo livello della gerarchia educativa riesce a diffondersi.

Che questo processo sia all'opera nel mondo artificiale considerato è d'altro canto indirettamente mostrato dalla simmetria dei risultati aggregati che la simulazione del MOSSI ha generato sotto queste diverse caratterizzazioni della rete di legami in cui gli agenti sono situati.

Il risultato ottenuto per una grande quantità di legami intergruppo ($B>0.6$) è infatti strutturalmente identico a quello ottenuto precedentemente cancellando la rete di legami diadici *tout court* (per $K=0$). Nei due casi, si osserva uno sprofondamento della stratificazione sociale (virtuale) del titolo di studio. Nei due casi, la manipolazione operata ($K=0$ o $B>0.6$) ha la stessa conseguenza: distruggere le interazioni infragruppo.

Per dimostrare in modo più diretto che la generazione di un crollo dei deflussi educativi aggregati dipende dalla perdita di «coesione» interna dei quattro gruppi di agenti, si può aumentare, nello stesso tempo, sia il numero di interazioni diadiche cui ogni agente ha mediamente accesso, sia la proporzione di legami eterofili esistente nel sistema. Giusta la mia ipotesi, per valori di B relativamente lontani da 1, un movimento di convergenza dei deflussi educativi aggregati verso i livelli scolastici superiori dovrebbe allora profilarsi. Gli istogrammi della figura 5 mostrano che ciò si verifica.

I legami deboli, ovvero quelli che legano agenti facenti parte di gruppi diversi, hanno, dunque – secondo le tesi originarie di Granovetter (1978) –, effettivamente la forza, nei sistemi multi-agente considerati, di alimentare fenomeni di propagazione virtuosa di scelte educative rare in seno ai gruppi inferiori. Tuttavia, in presenza di legami diadici non ponderati e nel caso di legami intergruppo creati a scapito di quelli infragruppo, se le interazioni diadiche intergruppo sono troppo numerose, esse possono rallentare o addirittura impedire la diffusione, nella popola-

zione, delle scelte educative più costose. Ecco allora un caso di ciò che si potrebbe chiamare la «*debolezza dei legami deboli*».

Conclusioni

Obiettivo di questo saggio era proporre un modello formale della genesi dell'associazione statistica tra il gruppo sociale d'origine degli attori ed i loro titoli di studio. Per generarla sulla base di meccanismi espliciti posti *a priori*, ho proposto di utilizzare un «sistema multi-agenti»: un tipo particolare di programma informatico appropriato per determinare cosa produce a livello aggregato una popolazione di entità elementari che interagiscono tra loro secondo regole date.

A fronte delle potenzialità di questa tecnica di simulazione, vorrei concludere questo saggio accennando ad uno dei suoi problemi fondamentali: quello del realismo e del potere esplicativo dei modelli che essa permette di costruire.

Procedere tramite la costruzione di modelli formali obbliga il ricercatore a astrarre e a semplificare. Taluni aspetti di un modello messo in opera tramite una simulazione ad agenti sono quindi in parte arbitrari e, almeno in un primo tempo, difficili da giustificare.

Il MOSSI prevede ad esempio una regola di decisione discreta e binaria; delle funzioni logaritmiche e logistiche; una rappresentazione continua dell'influenza sociale diretta; una somma (algebrica) di termini. Analogamente, riprendendo una distinzione diffusa, il MOSSI è stato realizzato con un'architettura di semplici «agenti reattivi», non «cognitivi» (Ferber, 2007). Gli agenti delle società artificiali studiate non dispongono ad esempio di algoritmi diretti a creare un ragionamento attraverso il quale ogni agente costruisce la propria valutazione dell'importanza di un dato livello scolastico in funzione del gruppo cui appartiene. Non esiste neppure un modulo specifico che genera la strategia di aggiustamento di queste valutazioni in base alla diffusione, nella popolazione, dei vari titoli di studio. Non vi è infine un modulo direttamente volto a esplicitare i meccanismi infraindividuali che inducono un agente a scegliere un livello scolastico quanto più quest'ultimo è diffuso nel reticolo in cui egli si trova.

Avere consapevolezza di queste semplificazioni è primordiale. La validità di un modello messo in opera tramite un sistema multi-agente ne dipende infatti strettamente. Secondo la terminologia diffusa in questo settore, per validità si intende «*se il modello è davvero un buon modello di ciò che esso vuole rappresentare*» (Gilbert, 2007, 40). Ciò implica valutare tre aspetti analiticamente distinti: a/ il grado di realismo teorico ed empirico dei meccanismi rappresentati dal modello; b/ il grado di realismo teorico ed empirico del processo innescato simulandolo; c/ il grado di realismo teorico ed empirico delle implicazioni aggregate generate da questo processo. Ora, le semplificazioni introdotte durante la fase di formalizzazio-

ne e di traduzione informatica tendono ad allontanare sistematicamente il modello dalla realtà su ognuna di queste tre dimensioni. Come valutare queste distorsioni?

Un'opzione consiste nel giudicare la validità del modello in base all'estensione della congruenza esistente tra le implicazioni aggregate ricavate dalle sue ipotesi generative ed i dati empirici aggregati relativi alle regolarità di cui si desidera spiegare la genesi (cfr. Boero e Squazzoni, 2005; Moss e Edmonds, 2005).

Come escludere tuttavia la possibilità che un sistema multi-agente fondato su un altro insieme di ipotesi teoriche sia in grado di generare la stessa congruenza con la medesima efficacia (Epstein, 2006, cap. 1)?

Una soluzione consiste nel raccogliere dati empirici capaci di corroborare l'uno o l'altro insieme di ipotesi ed nell'utilizzare questi dati per attribuire ai parametri del sistema multi-agenti da simulare i loro valori iniziali. È questa l'opzione della «calibrazione empirica» di un modello ad agenti (cfr. Bruch e Mare, 2006, Hedstrom, 2005, cap. 6; Wilcox, 2005).

Da questo punto di vista, il modello presentato in questo saggio potrebbe, dunque, essere ulteriormente rafforzato. Per il momento, infatti, solo i valori del parametro RM_p (rendimento di mercato dei titoli di studio) sono tratti da dati empirici.

Sarebbe auspicabile disporre anche di due altri insiemi d'informazioni empiriche da introdurre all'inizio della simulazione nei parametri corrispondenti: 1/ dati sulla forma e sui valori delle valutazioni che gli attori dei vari gruppi mediamente danno dei benefici (parametro RS) e dei costi (parametro CS) dei vari livelli scolastici; 2/ dati sul numero dei legami diadici pertinenti alle scelte scolastiche (parametro K), sul rapporto tra legami infragruppo e legami intergruppo (parametro B) così come sul tipo di eterofilia di questi ultimi (parametro PCI).

Nella misura in cui gli studi quantitativi delle disuguaglianze educative richiamati nell'introduzione hanno le potenzialità per fornire questo tipo di informazioni, essi possono essere molto utili per dotare di basi empiriche più ricche l'approccio difeso in questo articolo.

Ciò detto, si dovrebbe essere cauti nel considerare la soluzione della «calibrazione empirica» di un «modello ad agenti» come il criterio decisivo per determinare la sua validità (e, dunque, la sua capacità esplicativa).

Ci si rivolge, infatti, ad un sistema multi-agenti perché esso permette di dedurre in modo rigoroso le implicazioni di un insieme di ipotesi altrimenti intrattabile. Ora, in qualsiasi teoria, formale o no, di cui si vogliono stabilire le implicazioni, vi sono alcune componenti che non sono testabili empiricamente. In questo caso, altri criteri, diversi da caso a caso, possono essere mobilitati per renderle accettabili (cfr. Boudon, 1999). Perché, dunque, esigere da un modello incorporato in un sistema multi-agenti, un criterio di validità che non si richiede, in generale, in sociologia come altrove, alle procedure di controllo di una teoria?

Peraltro, sebbene la microfondazione empirica di alcune ipotesi gene-

rative tradotte in un sistema multi-agenti possa contribuire a dare credito ai suoi risultati aggregati, essa lascia tuttavia irrisolto uno dei tre versanti menzionati del problema della sua validità: la congruenza tra il processo che esso genera *in vitro* nel passaggio dalle azioni e interazione degli agenti ai loro risultati macro ed il processo che rende possibile questo passaggio nel mondo reale (Edmonds, 2005). Al riguardo, sono ancora molti i progressi che si devono compiere nella costruzione di protocolli per analizzare il processo innescato dalla simulazione dei meccanismi ipotizzati dal modello.

Al pari delle prime applicazioni della simulazione in sociologia, anche la simulazione multi-agenti non è dunque nulla di più di un puro «divertissement logico-deduttivo» (cfr. Marradi, 1982)? Sulla base dei risultati presentati in questo lavoro, sono più incline a pensare che varrebbe la pena d'intensificare gli sforzi per rafforzare questa tecnica nuova piuttosto che rifiutarla *a priori*.

Groupe d'Étude des Méthodes de l'Analyse Sociologique (GEMAS)
Université Paris IV - Sorbonne, Parigi

Riferimenti bibliografici

Amblard F., Deffuant G. (2004), *The Role of Network Topology on Extremism Propagation with the Relative Agreement Opinion Dynamics*, «Physica A», 343, 725-738.

Axelrod R. (1997), *The Complexity of Cooperation: Agent-Based Models of Competition and Collaboration*, Princeton, NJ, Princeton University Press.

Axtell R. (2000), *Why Agents? On the Varied Motivations for Agent Computing in the Social Sciences* in *Proceedings of the Workshop on Agent Simulation: Applications, Models and Tools*, Argonne National Laboratory, University of Chicago.

Ballarino G., Bernardi F. (2001), *Usa di dati time-budget per lo studio delle risorse familiari: capitale sociale e culturale dei genitori dei bambini in età scolare in Italia*, «Quaderni di sociologia», 2, 7-36.

Barbut M. (1984), *Note sur quelques indicateurs globaux de l'inégalité*, «Revue française de sociologie», XXV, 4.

Becker R. (2003), *Educational Expansion and Persistent Inequality of Education. Utilizing Subjective Expected Utility Theory to Explain Increasing Participation Rates in Upper Secondary School in the Federal Republic of Germany*, «European sociological review», 19, 1, 1-24.

Bernardi F. (2002), *Chi sposa chi? Omogamia educativa e occupazionale in Italia*, in Schizzerotto A. (a cura di) (2002), *Vite ineguali. Disuguaglianze e corsi di vita nell'Italia contemporanea*, Bologna, Il Mulino.

Bernardi F., Pisati M. (2002), *Il disegno della ricerca*, in Schizzerotto A. (a cura di) (2002), *Vite ineguali. Disuguaglianze e corsi di vita nell'Italia contemporanea*, Bologna, Il Mulino.

Blossfeld H.-P., Shavit Y. (1993), *Persisting Barriers. Changes in Educational Op-*

portunities in Thirteen Countries, in Shavit Y., Blossfeld H.-P. (a cura di) (1993), *Persistent Inequality: Changes Educational Attainment in Thirteen Countries*, Westview press, Boulder.

Boero R., Squazzoni F. (2005), *Does Empirical Embeddedness Matter? Methodological Issues on Agent-Based Models for Analytical Social Science*, «Journal of Artificial Societies and Social Simulation», 8, 4, 6.

Boudon R. (1973), *L'inégalité des chances. La mobilité sociale dans les sociétés industrielles*, Paris, Colin.

Id. (1979a), *Generating Models as a Research Strategy*, in Merton R. K., Coleman J. S., Rossi P. H. (a cura di) (1979), *Qualitative and Quantitative Social Research*, New York, The Free Press.

Id. (1979b), *La logique du social*, Paris, Puf.

Id. (1999), *Qu'est-ce qu'une bonne théorie? Ou Peut-on être positiviste aujourd'hui?*, in Boudon R. (1999), *Le sens des valeurs*, Paris, Puf (cap. VII).

Breen R. (a cura di) (2004), *Social mobility in Europe*, Oxford, Oxford University Press.

Breen R., Goldthorpe J. (1997), *Explaining Educational Differentials: Towards a Formal Rational Choice Theory*, in Goldthorpe J. (2000), *On sociology. Numbers, Narratives, and the integration of research and theory*, Oxford, Oxford University Press.

Breen R., Jonsson J. O. (2005), *Inequality of Opportunity in Comparative Perspective: Recent Research on Educational Attainment and Social Mobility*, «Annual Review of sociology», 31, 223-243.

Breen R., Yaish M. (2006), *Testing the Breen-Goldthorpe Model of Educational Decision Making*, in Stephen L., Morgan D. B., Grusky D., Fields G. S. (a cura di) (2006) *Frontiers in Social and Economic Mobility*, Stanford University Press.

Bruch E., Mare R. (2006), *Neighborhood Choice and Neighborhood Change*, «American Journal of Sociology», 112, 3, 667-709.

Bullock S., Smith T., Bird J. (2006), *Picture This: The State of the Art in Visualization for Complex Adaptive Systems*, «Artificial Life», 12, 2, 189-192.

Cederman L.-E. (2001), *Agent-based Modelling in the Political Science*, «Political Methodology», 10, 1, 16-22.

Chauvel L. (1998), *Le destin des générations, structure sociale et cohortes en France au XX^e siècle*, Paris, Puf.

Cherkaoui M. (1982), *Les changements du système éducatif en France 1950-1980*, Paris, Puf.

Cobalti A. (1989a), *La diseguaglianza delle opportunità educative: problemi di misura del cambiamento nel tempo*, in Moscati R. (a cura di) (1989), *La sociologia dell'educazione in Italia. Centralità e marginalità della scuola*, Bologna, Zanichelli.

Id. (1989b), *A Relative Mobility Table. A Modest Proposal*, «Quality and Quantity», 23, 2, 205-220.

Id. (1992), *Origine sociale e livello di istruzione: un modello*, «Polis», 6, 1, 117-145.

Id. (1995), *Lo studio della mobilità sociale. Metodi e prospettive dell'indagine sociologica*, Roma, Nis.

Cobalti A., Schizzerotto A. (1994), *La mobilità sociale in Italia. L'influenza dei fattori di diseguaglianza sul destino educativo, professionale e sociale dei singoli nel nostro paese*, Bologna, Il Mulino.

Collins R. (1979), *The Credential Society*, New York, Academic Press.

Davidsson P. (2002), *Agent Based Social Simulation: A Computer Science View*, «The Journal of Artificial Societies and Social Simulation», 5, 1, 7.

Davies R., Heinesen E., Holm A. (2002), *The Relative Risk Aversion Hypothesis of Educational Choice*, «Journal of Population Economics», 15, 4, 683-713.

Domanski H., Przybysz D. 2007, *Educational Homogamy in 22 European Countries*, «European Societies», 9, 4, 495-526.

Durlauf S. (1996), *A Theory of Persistent Income Inequality*, «Journal of Economic Growth», 1, 75-93.

Id. (1999a), *The Memberships Theory of Inequality: Ideas and Implications*, in Brezis E. e Temin P. (a cura di) (1999), *Elites, Minorities, and Economic Growth*, North Holland.

Id. (1999b), *How Statistical Mechanics Contribute to Study of Science*, «Proceedings of the national academy of sciences», 96, 19, 10582-10584.

Id. (2001), *A Framework for the Study of Individual Behaviour and Social Interactions*, «Sociological Methodology», 31, 1, 47-87.

Id. (2002), *The Memberships Theory of Poverty: The Role of Group Affiliations, in Determining Socioeconomic Outcomes*, in Danziger S., Haveman R. (a cura di) (2002), *Understanding Poverty in America*, Cambridge, Harvard University Press.

Id. (2004), *Neighborhood Effects*, in Henderson J. V., Thisse J.-F. (a cura di) *Handbook of Regional and Urban Economics*, Amsterdam, North Holland, vol. 4.

Id. (2006), *Groups, Social Influences, and Inequality: A Memberships Theory Perspective on Poverty Traps*, in Bowles S., Durlauf S., Hoff K. (a cura di) (2006), *Poverty Traps*, Princeton, Princeton University Press.

Durlauf S., Cohen-Cole E. (2004), *Social Interactions Models*, in Lempf-Leonard K. (a cura di) (2004), *Encyclopedia of Social Measurement*, Academic Press.

Duru-Bellat M. (2002), *Les inégalités sociales à l'école. Genèse et mythes*, Paris, Puf.

Id. (2006), *L'inflation scolaire. Les désillusions de la méritocratie*, Paris, Seuil.

Edmonds B. (2005), *Simulation and Complexity - How They Can Relate*, in Feldmann V., Mühlfeld K. (a cura di) (2005), *Virtual Worlds of Precision - Computer-based Simulations in the Sciences and Social Sciences*, Lit Verlag.

Epstein J. (2006), *Generative Social Science: Studies in Agent-Based Computational Modeling*, Princeton, Princeton University Press.

Erikson R., Goldthorpe J. (1992), *The Constant Flux: A Study of Class Mobility in Industrial Society*, Oxford, Clarendon Press.

Esping-Andersen G., Mestres J. (2003), *Ineguaglianza delle opportunità ed eredità sociale*, «Stato e Mercato», 67, 123-152.

Fararo T. J. (1969), *The Nature of Mathematical Sociology*, «Social Forces», 36, 1, 75-92.

Fararo T. J., Kosaka K. (2003), *Generating Images of Social Stratification. A Formal Theory*, Dordrecht, Kluwer Academic Publishers.

- Ferber J. (1999), *Multi-Agent Systems. An Introduction to Distributed Artificial Intelligence*, London, Addison Wesley.
- Forsé M., Chauvel L. (1995), *L'évolution de l'homogamie en France*, «Revue française de sociologie», XXXVI, 123-142
- Gambetta D. (1987), *Where They Pushed or Did They Jump? Individual Decision Mechanisms in Education*, Cambridge, Cambridge University Press.
- Gilbert N. (2007), *Agent-Based Models*, London, Sage Publications.
- Gilbert N., Troitzsch K. (2005²), *Simulation for the Social Scientist*, Philadelphia, Open University Press.
- Ginot V., Monod H. (2007), *Exploring Models by Simulation: Application to Sensitivity Analysis*, in Amblard F., Phan D. (a cura di) (2007), *Agent Based Models and Simulation for Human and Social Sciences*, Oxford, The Bardwell Press, cap. 3.
- Goldthorpe J. H. (1996), *Class Analysis and the Reorientation of Class Theory: The Case of Persisting Differentials in Education Attainment*, in Goldthorpe J. (2000), *On Sociology. Numbers, Narratives, and the Integration of Research and Theory*, Oxford, Oxford University Press.
- Granovetter M. (1973), *The Strength of Weak Ties*, «American Journal of Sociology», 78, 6, 1360-1380.
- Id. (1978), *Threshold Models of Collective Behavior*, «American Journal of Sociology», 83, 6, 1420-1443.
- Id. (1983), *The Strength Of Weak Ties: A Network Theory Revisited*, «Sociological Theory», 1, 201-233.
- Granovetter M., Soong R. (1983), *Threshold Models of Diffusion and Collective Behavior*, «Journal of mathematical sociology», 9, 165-179
- Id. (1988), *Threshold Models of Diversity: Chinese Restaurants, Residential Segregation and the Spiral of Silence*, «Sociological Methodology», 18, 69-104.
- Hedstrom P. (1998), *Rational Imitation*, in Hedstrom P., Swedberg R. (a cura di) (1998), *Social Mechanisms. An Analytical Approach to Social Theory*, Cambridge, Cambridge University Press.
- Id. (2005), *Dissecting the Social: On the Principles of Analytical Sociology*, Cambridge, Cambridge University Press.
- Hellevik O. (1997), *Class Inequality and Egalitarian Reform*, «Acta Sociologica», 40, 4, 377-397.
- Id. (2002), *Inequality versus Association in Educational Attainment Research: Comment on Kivinen, Abola and Hedman*, «Acta Sociologica», 45, 2, 151-158.
- Hillmert S., Jacob M. (2003), *Social Inequality in Higher Education. Is Vocational Training a Pathway Leading to or away From University?*, «European Sociological Review», 19, 3, 319-334.
- Jaeger M. M. (2007), *Economic and Social Returns To Educational Choices. Extending The Utility Function*, «Rationality and Society», 19, 4, 451-483
- Hummon N. P., Fararo T. J. (1995), *The Emergence of Computational Sociology*, «Journal of Mathematical Sociology», 20, 2-3, 79-87.
- Jonsson J. O., Erikson R. (2000), *Understanding Educational Inequality: the Swedish Experience*, «L'Année Sociologique», 50, 2, pp. 345-382
- Kaufman R. L., Schervish P. G. (1987), *Variations on a Theme. More Uses of*

- Odds Ratios to Interpret Log-linear Parameters*, «Sociological Methods and Research», 16, 2, 218-255.
- Lampard R. (2000), *Measuring Inequality in a Cross-tabulation with Ordered Categories: From the Gini Coefficient to the Tog Coefficient*, «International Journal of Social Research Methodology», 3, 1, 1-14.
- Macy W. M., Willer R. (2002), *From Factors to Actors: Computational Sociology and Agent-based Modeling*, «Annual Review of Sociology», 28, 143-166.
- Manski Ch. (1993a), *Identification of Endogenous Social Effects: the Reflection Problem*, «Review of Economic Studies», 60, 3, 531-542.
- Id. (1993b), *Identification Problems in Social Sciences*, «Sociological Methodology», 23, 1-56.
- Id. (2000), *Economic Analysis of Social Interaction*, «Journal of Economic Perspectives», 14, 3, 115-136.
- Manzo G. (2004), *Verso una teoria delle diseguaglianze di opportunità educative*, «Studi di Sociologia», 42, 1, 79-113.
- Id. (2006a), *Generative Mechanisms and Multivariate Statistical Analysis. Modeling Educational Opportunity Inequality by Multi-Matrix Log-Linear Topological Model: Contributions and Limits*, «Quality and Quantity», 40, 5, 721-758.
- Id. (2006b), *Actions, interactions et structure dans l'émergence de la stratification sociale des diplômés: un modèle de choix discrets avec externalités*, «Mathématiques et Sciences Humaines», 175, 3, 53-99.
- Id. (2007a), *Variables, Mechanisms, and Simulations: Can the Three Methods be Synthesized? A Critical Analysis of the Literature*, «Revue Française de Sociologie - An Annual English Selection», 48, Supplement, 35-71.
- Id. (2007b), *Le modèle du choix éducatif interdépendant. Des mécanismes théoriques aux données empiriques*, «Archives Européennes de Sociologie», 48, 1, 3-53.
- Mare R. (1981), *Change and Stability in Educational Stratification*, «American Sociological Review», 46, 1, 72-87.
- Marradi A. (1982), *Boudon: un sociologo che ha sbagliato specializzazione?*, «Rassegna Italiana di Sociologia», XXIII, 3, 445-454.
- Marshall G., Swift A. (1999), *On the Meaning and Measurement of Inequality*, «Acta Sociologica», 43, 1, 241-250.
- Mastekaasa A. (2006), *Educational Transitions at Graduate Level: Social Origins and Enrolment in PhD Programmes in Norway*, «Acta sociologica», 49, 4, 437-453.
- McPherson J., Smith-Lovin L., Cook J. (2001), *Birds of a Feather: Homophily in Social Networks*, «Annual Review of Sociology», 27, 415-444.
- Merton R. K. (1968), *The Matthew Effect in Science. The Reward and Communication Systems of Science Are Considered*, «Science», 159, 810, 55-63.
- Id. (1988), *The Matthew Effect in Science, II. Cumulative Advantage and the Symbolism of Intellectual Property*, «ISIS», 79, 606-623.
- Moss S., Edmonds B. (2005), *Sociology and Simulation: Statistical and Qualitative Cross-Validation*, «American Journal of Sociology», 110, 4, 1095-1131.
- Mouw T. (2006), *Estimating the Causal Effect of Social Capital: A Review of Recent Research*, «Annual Review of Sociology», 32, 79-102.

- Nadal J.-P., Gordon M. (2005), *Physique statistique de phénomènes collectifs en sciences économiques et sociales*, «Mathématiques et Sciences Humaines», 172, 1, 67-89.
- Nash R. (2003), *Inequality/Difference in Education: Is a Real Explanation of Primary and Secondary Effects Possible?*, «British Journal of Sociology», 54, 4, 433-451.
- Need A., de Jong U. (2000), *Educational Differentials in the Netherlands: Testing Rational Choice Theory*, «Rationality and Society», 13, 71-98.
- Orléan A. (2002), *Les interactions mimétiques*, in Lesourne J., Orléan A., Walliser B. (a cura di) (2002), *Leçons de microéconomie évolutionniste*, Paris, Odile Jacob.
- Phan D., Pajot S. (2006), *Complex Behaviours in binary choice models with global or local social influence*, in Bruun C. (a cura di) (2006), *Advances in Artificial Economics. The Economy as a Complex Dynamic System*, Berlin, Springer.
- Powers D. A., Xie Y. (2000), *Statistical Methods for Categorical Data Analysis*, San Diego, Academic Press.
- Raftery A. E., Hout M. (1993), *Maximally Maintained Inequality: Expansion, Reform and Opportunity in Irish Education, 1921-1975*, «Sociology of Education», 66, 41-62.
- Sampson R., Morenoff J. D., Gannon-Rowley T. (2002), *Assessing Neighbourhood Effects: Social Processes and New Directions in Research*, «Annual Review of Sociology», 28, 443-78.
- Sanders L. (2007), *Agent Models in Urban Geography*, in Amblard F., Phan D. (a cura di) (2007), *Agent Based Models and Simulation for Human and Social Sciences*, Oxford, The Bardwell Press, cap. 7.
- Sawyer R. K. (2003), *Artificial Societies. Multiagent Systems and the Micro-macro Link in Sociological Theory*, «Sociological Methods and Research», 31, 3, 325-363.
- Id. (2005), *Social Emergence. Societies as Complex Systems*, Cambridge, Cambridge University Press.
- Schelling T. C. (1971), *Dynamic Models of Segregation*, «Journal of Mathematical Sociology», 1, 143-186.
- Id. (1973), *Hockey Helmets, Concealed Weapons and Daylight Saving. A Study of Binary Choices with Externalities*, «Journal of Conflict Resolution», 17, 3, 381-428.
- Id. (1978), *Micromotives and Macrobehaviour*, New York, Norton and Company.
- Schizzerotto A. (1997), *Perché in Italia ci sono pochi diplomati e pochi laureati? Vincoli strutturali e decisioni razionali degli attori come cause della contenuta espansione della scolarità superiore*, «Polis», 11, 3, 345-365.
- Skvoretz J., Fararo T., Agneessens F. (2004), *Advances in Biased Net Theory: Definitions, Derivations, and Estimations*, «Social Networks», 26, 2, 113-139.
- Sobel M. E. (2006), *Spatial Concentration and Social Stratification: Does the Clustering of Disadvantage "Beget" Bad Outcomes?*, in Bowles S., Durlauf S. N., Hoff K. (a cura di) (2006), *Poverty Traps*, New York, Russell Sage Foundation, 204-229.
- Smits J., Ultee W., Lammers J. (1998), *Educational Homogamy in 65 Countries:*

An Explanation of Differences in Openness Using Country-Level Explanatory Variables, «American Sociological Review», 63, 2, 264-285.

Stocké V. (2007), *Explaining Educational Decision and Effects of Families Social Class Position: An Empirical Test of the Breen-Goldthorpe Model of Educational Attainment*, «European Sociological Review», 23, 4, 505-519.

Tesfatsion L., Judd K. L. (a cura di) (2006), *Handbook of Computational Economics: Agent-Based Computational Economics* (vol. 2), North-Holland, Elsevier.

Vallet L.-A. (2007), *Sur l'origine, les bonnes raisons de l'usage, et la fécondité de l'odds ratio*, «Courrier des statistiques», 121-122, 59-65.

Watts D. J. (1999), *Networks, Dynamics, and the Small-World Phenomenon*, «American Journal of Sociology», 105, 2, 493-527.

Id. (2004), *The «New» Science of Networks*, «Annual Review of Sociology», 30, 243-270.

Watts D. J., Strogatz S. H. (1998), *Collective Dynamics of «Small-world» Networks*, «Nature», 393, 440-442.

Wilcox S. P. (2005), *Agent-based Models as Quantitative Sociological Methodology: Calibrating Simulation Models to Data and Finding Confidence Intervals for Model Parameters*, in Macal C.M., North M.J., Sallach D. (2005), *Proceedings of The Agent 2005 Conference on: Generative Social Processes, Models, and Mechanisms*, Argonne National Laboratory, University of Chicago.

Xie Y. (1992), *The Log-Multiplicative Layer Effect Model for Comparing Mobility Tables*, «American Sociological Review», 57, 3, 380-395.

Appendice

Valori dei parametri del MOSSI adottati per riprodurre i dati empirici trasversali italiani e francesi (cfr. nota 12)

Tabella A *Valore d'inizializzazione di RMD (Diploma in colonna)*

	$1b+1c$	$2a+2b$	$2c$	$3a+3b$
Francia	0.10	0.25	0.44	0.79
Italia	0.01	0.06	0.26	0.66

Legenda: Livelli scolastici (in colonna): $1a$ = "assenza di titolo di studio"; $1b+1c$ = "titoli di studio primari"; $2a+2b$ = "titoli di studio secondari inferiori"; $2c$ = "titoli di studio secondari superiori"; $3a+3b$ = "titoli di studio terziari".

Nota di Lettura: i valori numerici rappresentano la proporzione (empirica) di individui che raggiungono il gruppo « borghesia » sulla base del possesso di un dato livello scolastico.

Fonti dei dati empirici: Francia, *Enquête Formation-Qualification professionnelle*, INSEE, 1993; Italia, *Indagine Longitudinale sulle Famiglie Italiane*, 1999.

Tabella B *Valori d'inizializzazione della rete di legami (di tipo «piccolo mondo») che connette gli agenti*

- K Ogni agente ha in media 4 Vicini
- B 10 legami su 100 sono in media disconnessi tra due agenti dello stesso gruppo per essere riconnessi verso un agente di un gruppo diverso
- PCI Circa 60% dei legami intergruppo si fa tra due agenti originari di gruppi prossimi (distanza 1); circa 30% tra due agenti originari di gruppi relativamente prossimi (distanza 2); circa 10% tra due agenti originari di gruppi distanti (distanza 3).
(Tipo di eterofilia: "prevalenza dei legami eterofili corti")

Tabella C. Media e Varianza (tra parentesi) delle distribuzioni di probabilità (di forma normale) a partire dalle quali sono stati costruiti i valori d'inizializzazione (che seguono una distribuzione di forma log-normale) degli «agenti» su RS e su CS («gruppo sociale» in linea, «livello scolastico» in colonna, cfr. legenda)

	France (RSiGD)			France (CSiGD)		
	1b+1c	2a+2b	2c	1b+1c	2a+2b	2c
I+II (1)	0.70 (0.25)	0.90 (0.25)	1.10 (0.25)	I+II (1)	1.74 (0.25)	1.95 (0.25)
IIIa+IIIb (2)	0.62 (0.25)	0.65 (0.25)	0.45 (0.25)	IIIa+IIIb (2)	1.83 (0.25)	2.00 (0.25)
IV (3)	0.57 (0.25)	0.50 (0.25)	0.35 (0.25)	IV (3)	1.75 (0.25)	2.05 (0.25)
V+VI+VIIa,b (4)	0.45 (0.25)	0.35 (0.25)	0.30 (0.25)	V+VI+VIIa,b (4)	1.87 (0.25)	2.08 (0.25)
					1.50 (0.25)	1.60 (0.25)
					0.40 (0.25)	2.80 (0.25)
					0.30 (0.25)	2.93 (0.25)
					0.05 (0.25)	3.45 (0.25)
Italie (RSiGD)						
	France (RSiGD)			Italie (CSiGD)		
	1b+1c	2a+2b	2c	1b+1c	2a+2b	2c
I+II (1)	0.75 (0.25)	0.95 (0.25)	1.00 (0.25)	I+II (1)	1.55 (0.25)	1.68 (0.25)
IIIa+IIIb (2)	0.68 (0.25)	0.85 (0.25)	0.88 (0.25)	IIIa+IIIb (2)	1.59 (0.25)	1.69 (0.25)
IV (3)	0.55 (0.25)	0.70 (0.25)	0.65 (0.25)	IV (3)	1.55 (0.25)	1.72 (0.25)
V+VI+VIIa,b (4)	0.50 (0.25)	0.64 (0.25)	0.55 (0.25)	V+VI+VIIa,b (4)	1.70 (0.25)	1.83 (0.25)
					0.65 (0.25)	2.32 (0.25)
					0.45 (0.25)	2.33 (0.25)
					0.35 (0.25)	2.34 (0.25)
					0.20 (0.25)	2.36 (0.25)

Legenda: Gruppi Sociali (in linea): I+II = «borghesia»; IIIa+IIIb = «classe media impiegatizia»; IV = «piccola borghesia urbana ed agricola»; V+VI+VIIa,b = «operai». Livelli scolastici (in colonna): 1a = «assenza di titolo di studio»; 1b+1c = «titoli di studio primari»; 2a+2b = «titoli di studio secondari inferiori»; 2c = «titoli di studio secondari superiori»; 3a+3b = «titoli di studio terziari».

Nota: i valori di RS in grassetto corrispondono ai livelli scolastici supposti ricevere le valutazioni «prioritarie» da parte dei membri di un dato gruppo.

