

INVITED POLICY PAPER

# Un'analisi economica della mobilità sociale in Italia

**Stefania Gabriele - Fiorella Kostoris Padoa Schioppa\***

ISAE, Roma

Università di Roma "La Sapienza"

*Questo lavoro fornisce un'analisi economica della mobilità sociale intergenerazionale in Italia. I dati provengono dall'ISTAT. Presentiamo tavole e indicatori di mobilità assoluta e relativa (fluidità sociale). Esaminiamo anche l'effetto coorte, trovando per l'Italia un aumento nella mobilità assoluta intergenerazionale, e una stabilizzazione nella coorte 1951-1960. La fluidità sociale aumenta per le classi estreme. Attraverso modelli logit multinomiali, cerchiamo di stimare la probabilità di appartenere alle diverse classi di destinazione secondo l'origine sociale, il livello di istruzione, le doti personali, l'età e il genere. Confermiamo l'importanza del background familiare in Italia.*

*This paper aims at providing an economic analysis of the intergenerational social mobility in Italy. The data come from ISTAT. We present absolute mobility and social fluidity tables. We also examine the cohort effect, finding for Italy an increase in intergenerational absolute mobility, and a stabilization in the cohort 1951-1960. Social fluidity goes up for the upper and the lower classes. Through multinomial logit models, we try to predict the variations in the probability of belonging to the different social destinations according to social origin, level of education, own talents, age and gender. We confirm the family background importance in Italy. [JEL Classification: J62]*

## 1. - Introduzione

Questo lavoro si prefigge lo scopo di illustrare le caratteristi-

---

\* <[s.gabriele@isae.it](mailto:s.gabriele@isae.it)>; <[fiorella.kostoris@tin.it](mailto:fiorella.kostoris@tin.it)>. Le Autrici desiderano ringraziare Roberto Basile, Corrado Pollastri e due anonimi *referee* della Rivista di Politica Economica per aver letto e commentato precedenti versioni di questo lavoro e per i preziosi suggerimenti. Ringraziamo inoltre Carlo Azzarri per l'assistenza alla ricerca nella preparazione dei dati. Ogni errore ed omissione è da addebitare esclusivamente alle Autrici.

che della mobilità sociale intergenerazionale in Italia, sulla base dei dati dell'Indagine multiscopo su "Famiglia, soggetti sociali e condizione dell'infanzia" condotta dall'ISTAT (ISTAT, 2000).

Nello studio della mobilità sociale, oggi gli economisti adottano preferibilmente schemi di tipo diverso da quelli della tradizione classica, in cui era centrale l'analisi dell'eterogeneità tra profitti, salari e rendite nel processo di sviluppo. Da tempo vi si sono affiancate impostazioni marginaliste, volte a privilegiare un'analisi distributiva funzionale, indipendente dalla natura e dal rapporto di proprietà dei fattori produttivi, dove questi sono tutti trattati in modo simmetrico. Con l'introduzione, poi, dei modelli di crescita endogena e la focalizzazione del ruolo del capitale umano e degli investimenti incorporati del passato, sono emersi approcci che, da un lato, evidenziano le diversità, anche rilevanti, tra lavoratori a seconda della qualifica, dall'altro lato, sfumano ulteriormente la distinzione tra lavoro ed altri mezzi di produzione.

Dal punto di vista storico-politico, la perdita di interesse per le classi sociali tradizionali è in parte legata anche al tramonto del fordismo, all'ampliamento del terziario, con conseguente sfocata separazione fra colletti "blu" e "bianchi", alla pluralità dei rapporti di lavoro, alla progressiva dotazione di capitale reale e finanziario a disposizione di fasce sempre più ampie della popolazione, all'identificazione di nuove parti deboli nel mercato, gli *outsiders*, cioè giovani alla ricerca della prima occupazione, vecchi obsoleti, persone senza qualifiche, portatori di handicap, casalinghe, stranieri, disoccupati, tutti privi di protezione rispetto agli *insiders*.

Così oggi, come sottolineato da molti studiosi (Esping-Andersen e Mestres, 2003; Ballarino e Checchi, 2006), gli economisti privilegiano stime lineari dei redditi e/o dei salari individuali; i sociologi, invece, nel verificare le opportunità offerte alle persone, prendono avvio principalmente dall'assunto di classi sociali discrete, per elaborare analisi non lineari, considerando la famiglia come unità di riferimento. Esping-Andersen e Mestres, nel descrivere le differenti prospettive delle due discipline nel dibattito internazionale, sottolineano tuttavia che molti sono i punti in comune tra i due settori di indagine, sia perchè le categorie occupazionali sono collegate alle posizioni reddituali, sia per la cen-

tralità che tutti attribuiscono all'istruzione, sia perché le stesse innovazioni più recenti della teoria del capitale umano (originata da Becker nel 1964) colgono la presenza di non linearità nella trasmissione ereditaria (l'elasticità del reddito a quello dei genitori non è, ad esempio, sempre identica per ogni individuo). La recente diffusione di microdati sulle famiglie e sugli individui e di dati *panel* con informazioni sulle variabili economiche relative a più generazioni<sup>1</sup> ha stimolato peraltro la misurazione della mobilità intergenerazionale da parte degli economisti (Piketty, 1998). Esiste poi un'ampia letteratura economica che, dal contributo di Loury (1981) a quelli più recenti di Benabou (2000) o di Piketty (1995), si sofferma sulle determinanti della disegualianza, sulla sua evoluzione nel tempo, sugli effetti che essa esercita sulle politiche distributive. Si può osservare infine che, oltre al livello di reddito e alle classi sociali, anche il tipo di reddito (se da lavoro dipendente o autonomo) e il tipo di rapporto di lavoro (a tempo pieno o indeterminato, precario, *part-time*) sono divenute categorie sempre più rilevanti nello studio delle differenze sociali.

La sociologia italiana non manca, da noi come altrove, di attribuire un ruolo importante al concetto di classe sociale nella struttura contemporanea, almeno a partire dagli Anni '80 (si veda Pisati, 2000). Gli economisti, dal canto loro, discutono molto delle trasformazioni in corso sul mercato del lavoro e di quelle richieste al sistema del *Welfare*, soprattutto in vista dei previsti processi di invecchiamento demografico e delle relative conseguenze sulla distribuzione intra e intergenerazionale. Tuttavia, raramente essi si soffermano sul problema della riproduzione delle classi sociali<sup>2</sup>, se

---

<sup>1</sup> Tra le banche dati internazionali che comprendono anche l'Italia si ricordano il Luxembourg Income Study e l'European Community Household Panel, sostituito poi da EU-SILC, *La nuova indagine sui redditi e le condizioni di vita nei paesi europei*; per l'Italia, oltre alla ben nota *Indagine sui bilanci delle famiglie della Banca d'Italia*, va ricordata l'ILFI (*Indagine longitudinale sulle famiglie italiane*), condotta dalle Università di Bologna, Trento e Trieste.

<sup>2</sup> Alcune recenti eccezioni sono rappresentate dai lavori di CHECCHI D. - ICHINO A. - RUSTICHINI A. (1996, 1997, 1999) e di FABBRI F. - ROSSI N. (1997); va inoltre sottolineata l'attenzione dedicata dall'ISTAT a questo tema, con due indagini multiscopo e una serie di interventi, anche nei Rapporti annuali. Fra i primi contributi italiani nel campo economico, tendenti a spiegare il condizionamento del successo scolastico e della conseguente posizione professionale in funzione della classe sociale di partenza, si veda PADOA SCHIOPPA F. (1974).

non con riferimento all'area della povertà (trattando del suo livello e della sua persistenza), anche se vari approfondimenti nel campo dell'istruzione portano a evidenziare l'influenza nel Bel Paese del *background* familiare sulla probabilità di proseguire con successo gli studi e dunque di conseguire una promozione sociale.

Dal canto nostro, intendiamo qui limitarci ad un'elaborazione di economia applicata, lasciando da parte le questioni teoriche legate alla definizione del concetto di classe<sup>3</sup>, ma rifacendoci alla tradizione sociologica, e dunque ad un approccio basato sulla definizione di classi sociali discrete, che individueremo in base alla posizione nella professione. Con riferimento all'Italia, studieremo le caratteristiche della mobilità sociale intergenerazionale, intesa come relazione tra la posizione nella professione che un individuo occupa e quella della famiglia in cui è cresciuto (Breen, 2004). Ci occuperemo sia della mobilità intergenerazionale assoluta, sia di quella relativa. La prima è data dal confronto tra la classe sociale di origine e quella di destinazione, confronto generalmente svolto attraverso una tavola di mobilità assoluta in cui ogni individuo appartenente al campione esaminato (composto da soggetti in età di lavoro, e generalmente occupati) è inserito in una cella di una tabella in cui si incrociano le posizioni dei figli con quelle dei rispettivi genitori quando la prole attraversava la prima adolescenza. La mobilità relativa, o fluidità sociale, consente invece di verificare le relazioni tra classe del padre e classe del figlio al netto degli effetti strutturali (cioè della mobilità assoluta); la tavola di mobilità relativa pone a confronto le probabilità di raggiungere una certa classe di destinazione, invece di un'altra, di individui provenienti da origini diverse (più oltre torneremo sugli aspetti tecnici riguardanti la costruzione di queste tavole).

Nel riproporre la domanda se, nella società italiana attuale, sia possibile affermare che vengono offerte *chances* ragionevolmente simili a tutti, a prescindere dall'origine e dal genere, siamo

---

<sup>3</sup> Per una discussione recente sul concetto di classe ed una rapida rassegna si rimanda all'intervento di SØRENSEN A.B. (2000) al «*Symposium in Class Analysis*», e ai commenti di WRIGHT E.O. - GOLDTHORPE J.H. - RUESCHEMEYER D. - MAHONEY J.

perfettamente consapevoli che il problema esaminato della mobilità andrebbe studiato congiuntamente con un altro, quello della disuguaglianza. È diverso chiedersi se la divisione per classi sia tenue (profonda) al punto da rendere molto simili (differenti) le opportunità personali, o invece domandarsi se la possibilità di salire (scendere) nella scala sociale dai gradini bassi a quelli alti (o viceversa) sia grande (piccola). La prima è una questione statica, la seconda è dinamica.

Nel presente scritto si affronta, però, solamente l'aspetto dinamico, ovvero quello relativo alle probabilità di mobilità intergenerazionale di soggetti con diverso *background* familiare (a prescindere dalla profondità della distanza tra classi sociali), e anche a questo interrogativo si fornisce una risposta limitata, non disponendosi né di dati omogenei su altri paesi, volti a un confronto internazionale<sup>4</sup>, né di informazioni identiche sul passato, atte ad una comparazione intertemporale perfettamente coerente.

Nel prossimo paragrafo descriveremo le caratteristiche dei da-

---

<sup>4</sup> Per una rassegna degli studi comparativi internazionali, delle metodologie e dei risultati ottenuti, si può vedere BJÖRKLUND A. - JÄNTTI M. (2000). Inoltre, da poco è disponibile un confronto internazionale molto ricco e articolato, basato su metodologie comuni (BREEN R., 2004). Questo studio (dei cui risultati per l'Italia diremo più avanti) rileva innanzitutto (BREEN R. - LUIJKX R., 2004a, 2004b) una convergenza nella struttura delle classi (ovvero nella mobilità assoluta) tra gli anni '70 e i '90, legata al ridimensionamento delle attività agricole, all'ampliamento dei servizi e al declino del lavoro manuale. L'aumento della partecipazione delle donne al mercato del lavoro, con la concentrazione della loro presenza tra i colletti bianchi, avrebbe pure favorito l'omogeneità tra i paesi. Gli autori affermano poi che «sussiste una considerevole differenza nella fluidità sociale tra paesi come Israele e Svezia (dove è massima), da un lato, e paesi, dall'altro, come Italia, Francia e Germania (dove è minima), o tra l'Olanda degli Anni '70 e quella degli Anni '90». Si osserva anche la presenza di una tendenza, sia pure non del tutto generalizzata, verso un qualche aumento della fluidità sociale, che tuttavia non implicherebbe la convergenza tra i paesi (a differenza di quanto visto per la mobilità assoluta). Breen e Luijkx negano comunque che «la variabilità della fluidità sociale sia spiegabile in modo sistematico come vorrebbe la teoria liberale». La cosiddetta «teoria liberale dell'industrializzazione» (come definita da ERIKSON R. - GOLTHORPE J.H., 1992) scommette su un elevato e crescente aumento della mobilità sociale e dell'eguaglianza di opportunità nelle società industriali, come prodotto dello sviluppo economico e come frutto della razionalità tecnologica ed economica del mercato, che si rifletterebbe in altrettanta razionalità nella selezione sociale (BREEN R., 2004; PIKETTY T., 1998); questo darebbe luogo ad andamenti comuni, o almeno nella stessa direzione, e a una qualche convergenza tra i paesi (BREEN R., 2004).

ti utilizzati, spiegheremo le scelte adottate intorno alle variabili oggetto di studio e le metodologie applicate. Quindi passeremo, nel terzo paragrafo, ad analizzare la mobilità intergenerazionale assoluta. Ci rivolgeremo quindi, nel quarto paragrafo, alla mobilità intergenerazionale relativa. Di entrambe cercheremo di cogliere anche, in qualche misura, la dinamica nel tempo, malgrado il carattere limitato dei dati a disposizione. Nel quinto paragrafo introdurremo una analisi di tipo econometrico delle variabili che influiscono sulle opportunità di collocarsi in una classe piuttosto che un'altra. Nel paragrafo conclusivo, infine, accenneremo ad alcuni suggerimenti sulle politiche auspicabili per accrescere la mobilità e migliorare l'equità nelle *chances* di raggiungere le classi più ambite, rimandando comunque a futuri lavori per maggiori approfondimenti sugli aspetti di *policy*.

## 2. - Dati, variabili e metodi

I dati qui utilizzati sono tratti dall'Indagine multiscopo chiamata "Famiglia, soggetti sociali e condizione dell'infanzia", condotta dall'ISTAT nel 1998 presso 20.153 famiglie (59.050 individui)<sup>5</sup>. Molto di recente sono stati presentati nel Rapporto Annuale 2005 (ISTAT, 2006) i risultati di una successiva indagine sullo stesso argomento. Al momento di andare alle stampe, non disponendo ancora dei nuovi dati individuali, non è stato possibile tenerne conto, ai fini delle nostre elaborazioni. Tuttavia, abbiamo confrontato le tavole di mobilità assoluta e relativa costruite sul

---

<sup>5</sup> La ben nota indagine multiscopo dell'ISTAT, i cui principi metodologici sono riportati, ad esempio, in ISTAT (2000), ha un disegno di campionamento complesso. Il campione è stratificato per regioni e dimensione demografica dei comuni, questi ultimi suddivisi in autorappresentativi (AR) — quelli di maggiore dimensione demografica — e non autorappresentativi (NAR). A questi ultimi è applicato un disegno a due stadi (comuni/famiglie anagrafiche). Sono forniti i pesi per il riporto all'universo. Nell'appendice metodologica l'ISTAT riporta anche stime interpolate relative agli errori campionari percentuali per varie disaggregazioni geografiche e per numerosità dei fenomeni indagati. Ad esempio, l'errore relativo percentuale della stima concernente i soggetti di genere maschile appartenenti alla classe media impiegatizia, riportata nella tavola di mobilità assoluta degli occupati, è indicato nel 2,3%. Per maggiori dettagli si veda ISTAT (2000).

campione da noi adoperato con quelle dell'ultimo Rapporto dell'ISTAT (si veda l'Appendice), e abbiamo verificato che i cambiamenti non sono sostanziali — come peraltro ci attendevamo, data la lentezza dei movimenti che modificano nel tempo i processi di mobilità intergenerazionale.

Abbiamo selezionato i soggetti occupati al momento dell'intervista di almeno 18 anni, sui quali è possibile "scattare" una fotografia del fenomeno in analisi — la mobilità sociale — come si presenta al momento attuale (o, più precisamente, in quello dell'intervista). In alcuni casi invece è interessante avere indicazioni sul lavoro svolto in una determinata fase della vita lavorativa, identica per tutti gli intervistati. A tal fine considereremo un altro campione, costituito da coloro che erano occupati, e hanno dichiarato la propria occupazione, dopo 10 anni dall'ingresso nel mercato del lavoro, anche se attualmente sono in pensione<sup>6</sup>. Con questo campione sarà possibile effettuare un confronto più omogeneo tra individui di età diversa, non distorto dalla diversa permanenza sul mercato del lavoro; si userà l'età attuale per individuare le diverse coorti. Il limite di questo metodo discende dal fatto che gli individui in realtà cominciano a lavorare in età diverse, soprattutto in base alla lunghezza degli studi effettuati, e dunque a una medesima età non corrisponde uno stesso anno di ingresso nel mercato del lavoro, né di scadenza dei 10 anni da quella data. Le coorti pertanto saranno definite in maniera non puntuale, ma piuttosto grossolana. Un altro aspetto critico potrebbe essere individuato nel fatto che la scelta di rilevare il mestiere effettuato dopo 10 anni dall'ingresso nel mercato del lavoro coinvolgerebbe aspetti di mobilità intragenerazionale, diversi da quelli di mobilità intergenerazionale di cui ci stiamo occupando. Tuttavia, se ci si soffermasse sul punto di partenza degli individui che lavorano (il primo mestiere svolto), si osserverebbe un appiattimento verso il basso delle classi. Inoltre, può essere utile considerare un momento della carriera simile a quello dei

<sup>6</sup> Si fa riferimento ai soggetti occupati (al momento dell'intervista, o in una specifica fase del proprio percorso lavorativo) perché questo consente di individuare la classe di appartenenza. Naturalmente restano escluse dall'analisi, in questo modo, le considerazioni su coloro che sono fuori dal mercato del lavoro (si veda a questo proposito COBALTI A. - SCHIZZEROTTO A., 1994).

genitori<sup>7</sup>, perché in questo modo, oltre a confrontare tra loro i risultati dei figli, si può anche valutare se questi migliorano o peggiorano la propria posizione rispetto a quella dei padri.

Gli individui sono ripartiti in sei «classi sociali», dove queste non fanno riferimento al livello del reddito, ma alla posizione nella professione, come sopra accennato. Questa è l'articolazione delle categorie già proposta da Cobalti e Schizzerotto (1994), e adottata dall'ISTAT per la presentazione dei risultati dell'Indagine multiscopo. Noi in seguito aggregheremo alcune classi, secondo gli obiettivi di analisi che di volta in volta ci porremo e le esigenze di confronto e di stima. Le sei posizioni nella professione sono:

1) BORGHESIA (imprenditori con almeno 7 dipendenti, liberi professionisti, dirigenti, direttivi e quadri);

2) CLASSE MEDIA IMPIEGATIZIA (lavoratori dipendenti non manuali a vari livelli di qualificazione, come impiegati di concetto, impiegati esecutivi<sup>8</sup>, tecnici specializzati, insegnanti, eccetera);

3) PICCOLA BORGHESIA URBANA (piccoli imprenditori con al più 6 dipendenti, lavoratori autonomi, soci di cooperative e coadiuvanti familiari operanti nel settore secondario e in quello terziario — commercianti e artigiani);

4) PICCOLA BORGHESIA AGRICOLA (proprietari con al più 6 dipendenti, soci di cooperative e coadiuvanti familiari delle piccole imprese operanti nel settore primario — agricoltura, caccia, foreste e pesca);

5) CLASSE OPERAIA URBANA (lavoratori manuali<sup>9</sup>, occupa-

---

<sup>7</sup> Ricordiamo che il mestiere dichiarato dei genitori è quello che essi svolgevano quando l'intervistato aveva 14 anni (in modo da approssimare le condizioni di partenza del figlio), plausibilmente dunque dopo aver percorso un certo tratto di carriera.

<sup>8</sup> Si osservi che Cobalti e Schizzerotto inseriscono gli impiegati esecutivi a basso livello di qualificazione nella classe operaia urbana (e quelli a medio o medio-alto livello nella classe media impiegatizia), mentre l'ISTAT pone gli impiegati esecutivi nella classe media impiegatizia, non distinguendo per livello di qualificazione, ma solamente tra operai e impiegati. Poiché l'ISTAT dichiara di fare ampio riferimento a Cobalti e Schizzerotto, abbiamo assunto la coerenza delle due definizioni, ma non possiamo del tutto escludere che vi sia invece una qualche differenza. Le nostre elaborazioni si adeguano a quelle ISTAT, anche perché i dati non consentirebbero ripartizioni diverse.

<sup>9</sup> Capo operaio, operaio subalterno e assimilati, apprendista e lavoratore a domicilio per conto di imprese.



ti in posizione dipendente nei settori delle costruzioni, dell'industria, del commercio e dei servizi);

6) CLASSE OPERAIA AGRICOLA (lavoratori manuali<sup>10</sup>, occupati in posizione dipendente nel settore primario).

Tale articolazione sembra adeguata a rappresentare sinteticamente le principali categorie professionali e può essere applicata ai dati di cui disponiamo, che, però, non offrono indicazioni sul reddito individuale e/o familiare. Si osservi che l'informazione sul "mestiere" appare interessante e per certi versi più completa di quella sulla condizione economica, in quanto l'appartenenza ad un gruppo professionale ha riflessi diretti non solo sul livello del benessere materiale, ma anche su molti aspetti "ambientali" che sono fondamentali ai fini della valutazione delle possibilità di promozione sociale dei figli: le frequentazioni, la capacità e il modo di relazionarsi con gli altri, il livello culturale, eccetera<sup>11</sup>. Si è già ricordato sopra, d'altronde, che le diverse opzioni sulla scelta degli elementi volti a selezionare le classi (aspetti reddituali o posizioni occupazionali) non sembrano implicare, in letteratura, risultati molto divergenti. Tuttavia, si devono ricordare anche i limiti dell'impostazione adottata, che risiedono ad esempio nell'impossibilità di verificare la costanza nel tempo delle caratteristiche delle diverse classi e di tenere conto, nell'ambito dei processi di mobilità analizzati, di quelli da dentro a fuori il mercato del lavoro, dalla condizione di occupato a quella di disoccupato, e viceversa. Per quanto riguarda il primo aspetto, le profonde trasformazioni strutturali del mercato del lavoro italiano, in parte ancora in corso, possono aver intensificato la differenziazione nel contenuto di "prestigio sociale" associato alle singole professioni che concorrono ad identificare una classe, rendendo quest'ultima meno omogenea al suo

---

<sup>10</sup> Si veda la nota precedente.

<sup>11</sup> Per una argomentazione delle ragioni che rendono la posizione occupazionale un buon indicatore della classe sociale si veda PISATI M. (2000); COBALTI A. - SCHIZZEROTTO A. (1994). CHECCHI D. - ICHINO A. - RUSTICHINI A. (1997) preferiscono, per un confronto internazionale sulla mobilità intergenerazionale, adoperare sia il criterio del reddito, sia le posizioni occupazionali, ordinando queste ultime in base al reddito mediano dei figli (non dei padri) che le ricoprono; FABBRI F. - ROSSI N. (1997) fanno riferimento ad un ampio ventaglio di posizioni occupazionali, senza collegare queste ultime ad un livello di prestigio sociale.

interno e/o meno simile a quella omologa relativa alla generazione precedente: ad esempio, la recente tendenza alla precarizzazione e il calo in termini nominali del salario di ingresso dei laureati e dei giovani implicano che il loro stato sociale possa essere diverso da quello tradizionalmente attribuito alla classe cui essi appartengono. La differenza di condizione in questo caso potrebbe essere in parte misurata con il criterio del reddito, ma dalla nostra analisi non emerge. Per il secondo aspetto, si deve osservare che chi perde il lavoro subisce un profondo peggioramento del proprio status socio-economico, che non può essere colto dall'analisi per classi, in quanto questa non fa emergere la transizione occupazione/disoccupazione; questo può implicare una distorsione nella misurazione della mobilità, quando fenomeni di questo tipo hanno un impatto rilevante e concentrato su determinate classi.

Un altro problema da sottolineare è, inoltre, che, nell'ambito dell'approccio adottato, non è possibile tenere conto del fatto che un soggetto (spesso la donna) può vivere in una condizione sociale diversa da quella indicata dalla sua occupazione, e simile piuttosto a quella del "partner". Questo tema necessiterebbe di una discussione articolata, perché in realtà la condivisione del ruolo sociale del "compagno" probabilmente è limitata nello spazio e incerta nel tempo, e potrebbe realizzarsi dal punto di vista economico o dei "contatti", ma non quanto al rispetto attribuito in società o alla soddisfazione personale. Per tale questione rimandiamo ad un successivo approfondimento, e per il momento ci limitiamo ad avvertire che si dovrà prendere in considerazione il problema nell'interpretazione dei risultati.

Di seguito adotteremo diverse metodologie per approfondire lo studio della mobilità sociale. Innanzitutto, si esamineranno le tavole di mobilità assoluta e relativa ricostruite a partire dai dati ISTAT.

In secondo luogo, su queste tavole saranno calcolati alcuni indicatori, quali il tasso di mobilità assoluta (cioè la percentuale di soggetti collocati in una classe diversa da quella del padre), verticale, non verticale, ascendente, discendente. Convenzional-

mente (Breen, 2004), si definisce mobilità ascendente la mobilità tra le categorie, verso quelle collocate più in alto nella scala sociale, discendente quella in direzione opposta; la loro somma dà la mobilità verticale, mentre quella non verticale riguarda gli spostamenti all'interno delle singole categorie. Per quanto riguarda il livello di mobilità relativa, questo può essere sintetizzato attraverso una misura complessiva di disuguaglianza delle *chances* di mobilità intergenerazionale, che sarà descritta più oltre. Tavole e indicatori saranno utilizzati anche per esaminare la dinamica nel tempo della mobilità. A tal fine si effettueranno confronti con le tavole di mobilità presentate da Cobalti e Schizzerotto (Cobalti e Schizzerotto, 1994) relative a dati del 1985 e analisi per coorti.

In terzo luogo, si proporranno alcuni modelli econometrici, per cercare di descrivere la struttura di relazioni tra le variabili che influiscono sulla classe di appartenenza degli individui. I dati utilizzati saranno anche in questo caso quelli ISTAT già descritti, non pesati.

### **3. - Analisi della mobilità intergenerazionale assoluta**

La tavola 1 rappresenta una tavola di mobilità intergenerazionale assoluta, riferita agli occupati di almeno 18 anni, e sostanzialmente riproduce quella pubblicata dall'ISTAT nel volume di presentazione dell'Indagine (ISTAT, 2000)<sup>12</sup>. La classe del padre<sup>13</sup> è riferita al momento in cui l'intervistato aveva 14 anni<sup>14</sup>.

---

<sup>12</sup> Piccole differenze tra i dati ISTAT e quelli qui indicati dipendono probabilmente da lievi correzioni nei dati attuate dall'ISTAT.

<sup>13</sup> Sono stati selezionati gli individui con padre occupato, in cerca di nuova occupazione o ritirato dal lavoro.

<sup>14</sup> Si può osservare che tra gli occupati, come atteso, la popolazione maschile è più rappresentata (63%) di quella femminile, e questo è soprattutto vero nella borghesia, mentre tra gli impiegati la situazione è sostanzialmente equilibrata, e una percentuale di donne piuttosto alta si rileva anche tra gli operai agricoli. Inoltre, il 23% degli intervistati ha un'età compresa tra i 18 e i 30 anni, mentre la fascia di età con maggiori frequenze (33%) è quella immediatamente successiva (31-40 anni); tra 40 e 50 anni si colloca più di un quarto del campione, mentre tra gli ultracinquantenni la quota di attivi è più ridotta (16%).

TAV. 1

## MOBILITÀ ASSOLUTA DEGLI OCCUPATI DI DICHIOTTO ANNI E PIÙ (\*) - 1998

Classe del padre	Classe attuale								N. osservazioni
	Borghesia	Classe media impiegatizia	Piccola borghesia urbana	Piccola borghesia agricola	Classe operaia urbana	Classe operaia agricola	Distribuzione della classe d'origine		
Borghesia	37,8	37,1	13,4	1,3	9,8	0,6	8,2	1.534.761	
Classe media impiegatizia	17,0	54,6	11,1	0,3	16,6	0,4	16,7	3.121.844	
Piccola borghesia urbana	11,6	33,6	33,8	1,0	19,3	0,7	15,9	2.975.081	
Piccola borghesia agricola	6,6	22,8	17,9	21,5	27,6	3,7	10,0	1.859.165	
Classe operaia urbana	7,3	32,7	14,2	0,6	43,9	1,3	39,6	7.399.828	
Classe operaia agricola	5,1	18,7	17,1	5,1	43,3	10,7	9,5	1.777.215	
Totale	11,8	34,5	17,4	3,2	30,9	2,1	100,0		
N. osservazioni	2.206.575	6.449.670	3.245.257	595.816	5.771.609	398.967	—	18.667.894	

Fonte: nostre elaborazioni su dati ISTAT (2000).

(\*) Nella tavola si riporta la distribuzione degli occupati per classe occupazionale attuale (colonne) e classe occupazionale del padre (righe) quando l'intervistato aveva 14 anni.

La tavola mostra che le classi più numerose sono quella media impiegatizia, con poco più di un terzo degli occupati, e la classe operaia urbana, con poco meno di un terzo. Seguono la piccola borghesia urbana (17%) e la borghesia (12%), mentre le categorie agricole — piccola borghesia e operai — rappresentano quote molto limitate del totale (rispettivamente il 3% e il 2%). Tutto questo naturalmente rispecchia semplicemente la distribuzione attuale delle professioni. Le trasformazioni strutturali del mercato del lavoro e il generale processo di spostamento verso le classi più elevate emergono dal confronto tra percentuali marginali di riga e di colonna di questa tavola: se guardiamo alla categoria dei padri, rileviamo infatti che le classi che vivono di agricoltura hanno un peso molto più alto, intorno al 10% ognuna, gli operai urbani sfiorano il 40%, gli impiegati presentano frequenze meno che dimezzate rispetto a quelle rilevate nel gruppo dei figli, la piccola borghesia urbana ha un peso più contenuto di qualche punto percentuale e la quota della borghesia è più bassa di quasi un terzo.

Con un tasso di mobilità assoluta intergenerazionale complessivamente pari al 62% (ISTAT, 2000), tra gli operai agricoli si raggiunge l'89% (di mobilità ascendente, trattandosi dell'ultima classe) e nella piccola borghesia agricola il 78% (di cui il 47% ascendente, e il 28% verso la classe operaia urbana): questi dati riflettono il processo di abbandono delle campagne che si è svolto tra una generazione e l'altra. Meno elevato di tutti è il livello di mobilità della classe media impiegatizia, che mantiene al proprio interno il 55% dei figli e ne manda il 17% nella borghesia, e della classe operaia urbana, che trattiene il 44% e garantisce a quasi tutti gli altri una mobilità ascendente. Grande e piccola borghesia urbana mostrano livelli di mobilità compresi tra il 60 e il 70%. Nel caso della prima, la mobilità è tutta discendente, trattandosi della classe superiore.

Prima di continuare, può valere la pena di osservare anche, in tavola 2, la matrice di transizione tra i livelli di istruzione dei padri e dei figli. Il confronto intergenerazionale evidenzia l'incremento dei tassi di partecipazione al sistema scolastico: il 12% degli intervistati ha un titolo di studio di livello universitario (dottorato o spe-

TAV. 2

## LIVELLI DI ISTRUZIONE DEGLI OCCUPATI DI 18 ANNI E PIÙ E DEI LORO PADRI (\*)

Titolo dei padri	Titolo degli occupati							Totale	N. osservazioni
	Terziario	Secondario superiore	Secondario inferiore	Primario	Nessun titolo/ignoto				
Terziario	64,4	31,3	3,5	0,4	0,4			3,6	667.883
Secondario superiore	28,5	60,2	10,5	0,8	0,1			12,2	2.276.821
Secondario inferiore	14,0	56,7	27,4	1,8	0,1			16,7	3.124.094
Primario	6,7	42,2	39,7	11,2	0,3			49,8	9.295.796
Nessun titolo/ignoto	4,4	20,0	36,8	33,8	5,0			17,7	3.303.302
Totale	12,2	42,5	32,2	12,0	1,1			—	—
N. osservazioni	2.285.396	7.931.200	6.019.689	2.233.872	197.739			—	18.667.896

Fonte: nostre elaborazioni su dati ISTAT (2000).

(\*) Nella tavola si riporta la distribuzione dei titoli degli occupati e di quelli dei loro padri.

cializzazione, laurea o diploma), contro il 4% scarso dei padri, il 43% un diploma di scuola secondaria superiore (4/5 anni o 2/3 anni), rispetto al 12% dei padri, il 32% dei figli si è fermato alle medie inferiori (il 17% tra i padri), il 12% ha un titolo elementare (la metà dei padri) e appena l'1% neanche quello (fra i padri il 18%, comprendendo un 2% di genitori il cui titolo di studio è ignoto). La tavola mostra anche una forte correlazione tra il livello di istruzione dei padri e dei figli. Dispone di un titolo di studio di livello terziario il 64% degli intervistati con medesimo livello di studio dei padri, mentre la percentuale si riduce fino al 4% con la riduzione del livello di istruzione paterno. Le quote relative alla scuola secondaria superiore sono più omogenee, oscillando tra il 20% e il 60% in base al livello di educazione scolastica del padre, mentre la percentuale di figli con titoli di studio più bassi tendenzialmente aumenta quanto minore è il livello di istruzione paterno, oscillando da valori inferiori al 4% fino al 37% (secondarie inferiori), al 34% (primarie), al 5% (nessun titolo).

Se guardiamo alla classe a cui si aveva accesso dopo 10 anni dall'ingresso nel mercato del lavoro (tavola 3), piuttosto che a quella corrispondente alla professione attuale, dobbiamo innanzitutto ricordare che questa volta rientrano nel gruppo anche i pensionati, mentre i più giovani sono poco rappresentati, non avendo avuto modo di accumulare, in molti casi, 10 anni di attività<sup>15</sup>. Dunque l'ultima classe di età è molto più affollata del caso precedente (circa la metà del campione). In conseguenza dell'età più anziana, il livello di istruzione degli intervistati in media è meno elevato<sup>16</sup>. La percentuale di uomini si riduce, ma solo lievemente (2%)<sup>17</sup>. Anche in questo caso, poche donne sono rappresentate nella borghesia, molte tra gli impiegati, i piccolo borghesi, gli operai agricoli.

---

<sup>15</sup> Tra quelli che hanno dichiarato di essere presenti sul mercato del lavoro dopo 10 anni dall'ingresso, circa il 58% sono attualmente occupati, il 34% sono ormai ritirati dal lavoro.

<sup>16</sup> Il 36% dei soggetti non ha ottenuto più del titolo di licenza elementare, e ben il 76% tra i padri.

<sup>17</sup> Infatti, malgrado l'età media sia più alta, e le lavoratrici siano meno rappresentate tra gli anziani, in questo campione compaiono molte donne che sono riuscite per qualche tempo a inserirsi nel mondo del lavoro, ma poi ne sono uscite e attualmente non lavorano.

TAV. 3

## MOBILITÀ ASSOLUTA DOPO 10 ANNI DALL'INGRESSO NEL MERCATO DEL LAVORO (\*) - 1998

Classe del padre	Classe attuale								N. osservazioni
	Borghesia	Classe media impiegatizia	Piccola borghesia urbana	Piccola borghesia agricola	Classe operaia urbana	Classe operaia agricola	Distribuzione della classe d'origine		
Borghesia	36,1	42,3	9,7	1,1	9,9	1,0	5,5	1.258.861	
Classe media impiegatizia	14,9	57,0	8,8	0,5	17,7	1,1	122	2.788.575	
Piccola borghesia urbana	8,7	34,0	31,4	1,4	23,4	1,1	13,7	3.127.660	
Piccola borghesia agricola	3,2	15,0	10,6	29,0	34,4	7,8	15,9	3.614.904	
Classe operaia urbana	4,1	29,3	11,0	0,9	52,6	2,2	36,0	8.203.547	
Classe operaia agricola	1,9	11,6	9,2	4,4	44,9	28,1	16,7	3.798.623	
Totale	7,3	28,8	13,1	6,0	37,8	7,0	100,0		
N. osservazioni	1.666.043	6.564.547	2.982.339	1.359.982	8.613.626	1.605.633	—	22.792.170	

Fonte: nostre elaborazioni su dati ISTAT (2000).

(\*) Nella tavola si riporta la distribuzione degli occupati per classe occupazionale attuale (colonne) e classe occupazionale del padre (righe) quando l'intervistato aveva 14 anni.



Rispetto alla tavola 1, qui la distribuzione tra le classi è spostata verso quelle impegnate in lavori manuali, dal momento che sono inclusi i pensionati (appena il 7% appartiene alla borghesia, il 29% alla classe media impiegatizia e il 13% alla piccola borghesia urbana). Nella distribuzione dei padri è molto più elevata, questa volta, la frequenza di lavoratori nel settore primario (33%), in conseguenza della maggiore età media degli intervistati (e dunque dei loro genitori).

In questo gruppo troviamo un tasso di mobilità assoluta del 59%. Le tre ultime classi soffrono di una immobilità intergenerazionale più intensa rispetto a quella che emerge dalla tavola 1. Allo stesso tempo, la mobilità discendente è più alta e quella ascendente minore. Ciò dipende probabilmente dalla maggiore età media del gruppo, di cui fanno parte molti soggetti (anche pensionati) che sono entrati nel mercato del lavoro prima che si concludesse il processo di abbandono delle campagne e si ridimensionasse, successivamente, la quota di operai sulla forza lavoro in favore degli impiegati e dei piccoli lavoratori indipendenti.

Appare interessante a questo punto provare a comparare la nostra tavola di mobilità assoluta degli occupati al momento dell'intervista nel 1998 con quella calcolata da Cobalti e Schizzerotto (Cobalti e Schizzerotto, 1994) sui dati del 1985<sup>18</sup> (tavola 4). Tale confronto deve essere considerato con molta prudenza, sia perché si tratta di campioni differenti e di diversa ampiezza, sia perché, come si è visto sopra, resta qualche dubbio sulla perfetta omogeneità nella costruzione delle classi<sup>19</sup>.

Nel complesso, emergono molte somiglianze tra le due tavole, entrambe presentate nella tavola 4. Le percentuali, in alcuni casi, differiscono appena di qualche decimale. Si evidenziano, tuttavia, anche alcune interessanti differenze. Con riferimento alle categorie sociali di origine, la nostra tavola, rispetto all'altra, mostra un ridimensio-

---

<sup>18</sup> Il lavoro di Cobalti e Schizzerotto si basa su un campione composto di 5.016 individui, costruito attraverso una procedura di campionamento a tre stadi entro l'universo della popolazione italiana in età 18-65 anni al 1985. Per una più accurata descrizione si veda COBALTI A. - SCHIZZEROTTO A. (1994).

<sup>19</sup> Si può notare che il campione ISTAT, più ampio e recente, non produce celle vuote, a differenza di quello del 1985.

TAV. 4

## MOBILITÀ ASSOLUTA DEGLI OCCUPATI DI 18 ANNI E PIÙ (\*)

1998	Classe attuale							Distribuzione della classe di origine
	Borghesia	Classe media impiegatizia	Piccola borghesia urbana	Piccola borghesia agricola	Classe operaia urbana	Classe operaia agricola		
Borghesia	37,8	37,1	13,4	1,3	9,8	0,6	8,2	
Classe media impiegatizia	17,0	54,6	11,1	0,3	16,6	0,4	16,7	
Piccola borghesia urbana	11,6	33,6	33,8	1,0	19,3	0,7	15,9	
Piccola borghesia agricola	6,6	22,8	17,9	21,5	27,6	3,7	10,0	
Classe operaia urbana	7,3	32,7	14,2	0,6	43,9	1,3	39,6	
Classe operaia agricola	5,1	18,7	17,1	5,1	43,3	10,7	9,5	
Totale	11,8	34,5	17,4	3,2	30,9	2,1	100	
1985	Classe attuale							
Borghesia	37,0	41,8	7,9	3,1	10,2	-	4,8	
Classe media impiegatizia	16,9	52,7	14,6	0,4	15,4	-	9,8	
Piccola borghesia urbana	6,4	28,9	37,4	1,2	25,3	0,8	22,2	
Piccola borghesia agricola	3,1	15,9	15,9	21,6	41,2	2,3	19,7	
Classe operaia urbana	3,6	25,8	16,5	0,3	53,3	0,5	35,8	
Classe operaia agricola	2,0	6,4	19,1	2,9	50,5	19,1	7,7	
Totale	6,9	26,4	20,6	5,0	38,8	2,3	100	

Fonte: nostre elaborazioni su dati ISTAT (2000) e COBALTI A. - SCHIZZEROTTO A. (1994).

(\*) Nella tavola si riporta la distribuzione degli occupati per classe occupazionale attuale (colonne) e classe occupazionale del padre (righe) quando l'intervistato aveva 14 anni, con i dati ISTAT riferiti al 1998 (in alto) e con quelli di Cobalti e Schizzerotto riferiti al 1985 (in basso).

namento della piccola borghesia, urbana e rurale, in favore delle classi superiori, da un lato, e di quella operaia, dall'altro. Nelle categorie di destinazione, si produce un fenomeno analogo, tranne che per la classe operaia, che appare questa volta meno consistente. Evidentemente, tra le due generazioni dei padri a confronto si rafforza il processo di industrializzazione, coerentemente con quanto esposto anche all'interno della tavola di mobilità con dati del 1985, nella comparazione tra padri e figli. Tra le successive generazioni di questi ultimi, inoltre, verosimilmente si riduce il peso del settore secondario, mentre esplodono i servizi e si allarga sempre più il pubblico impiego, come peraltro indicato già nella nostra tavola dal confronto tra la distribuzione dei padri e dei figli. Non risultano differenze significative tra gli operai agricoli (che anzi nel caso dei padri compaiono con più frequenza nel nostro campione), certamente già stabilizzati su una percentuale molto piccola dal 1985 (intorno al 2% per i figli), mentre l'abbandono delle campagne avviene ormai soprattutto nella forma dell'ulteriore ridimensionamento della piccola borghesia agricola. Si può notare che nel 1994 Cobalti e Schizzerotto evidenziavano, quale caratteristica dell'Italia della metà degli Anni '80, rispetto agli altri paesi europei, l'ampiezza della piccola borghesia urbana: il peso di quest'ultima in una dozzina d'anni è diminuito di circa tre punti percentuali.

Fra la metà degli Anni '80 e la fine degli Anni '90, la mobilità assoluta intergenerazionale passa dal 59,1% al 62%. Questo incremento, sebbene statisticamente non significativo, tenendo conto dell'incertezza delle stime, è comunque il segnale di alcuni movimenti che non riguardano tutte le classi, ma ne toccano alcune in maniera abbastanza intensa<sup>20</sup>. Per quanto riguarda gli elementi di rigidità, si osserva che le percentuali degli individui che non cambiano "status" rispetto alla famiglia di origine nelle prime quattro classi non variano incisivamente. Si conferma pertanto un'altra peculiarità italiana, la forte propensione alla riproduzione sociale delle categorie più elevate (Cobalti e Schizzerotto, 1994). D'altra parte, si evidenzia un forte incremento nella mobilità degli operai (urbani e agricoli), che vedono aprirsi

<sup>20</sup> Si può osservare comunque che nella più recente indagine, realizzata nel 2003, l'ISTAT rileva un tasso di mobilità assoluta del 63,6% (ISTAT, 2006).

maggiori opportunità di accedere alle posizioni professionali superiori, e in particolare alla classe media impiegatizia. Anche questo risultato, interpretato da Cobalti e Schizzerotto (1994, p. 237) come conseguenza dell'“espansione artificiosa del pubblico impiego”, va nel senso di un rafforzamento delle caratteristiche specifiche del modello italiano di mobilità assoluta, dove la stessa piccola borghesia approfitta in qualche misura del generale spostamento verso le attività non manuali: per quella agricola, nel confronto tra le due tavole, la mobilità diventa più spesso ascendente, invece di spingere nelle fila degli operai urbani; per quella urbana, si contraggono anche i tassi di permanenza nella classe di origine.

Per approfondire meglio la questione dei cambiamenti nel tempo della struttura della mobilità assoluta intergenerazionale, proviamo a realizzare un'analisi per coorti. Consideriamo, in questo caso, il gruppo di coloro che lavoravano dopo 10 anni dal loro ingresso nel mercato del lavoro, restringendo l'esame ai soggetti con età compresa tra i 38 e gli 87 anni (nati nel cinquantennio compreso fra il 1960 e il 1911)<sup>21</sup>. Seguendo una metodologia piuttosto comune negli studi sulla mobilità, accorpriamo le nostre classi in tre categorie — ponendo nella prima la borghesia, nella successiva le classi intermedie, relative a lavoratori non manuali, nella terza gli operai — e quindi analizziamo la mobilità assoluta (cui corrisponde come complemento l'immobilità) nelle sue componenti ascendente, discendente, non verticale.

Calcoliamo dunque il tasso di immobilità, quello di mobilità non verticale, e quelli ascendente e discendente per diverse coorti. Il Grafico 1 evidenzia che l'immobilità si riduce passando alle generazioni via via più giovani, tranne che per i nati tra il 1951 e il 1960. Infatti, in quest'ultima coorte la mobilità assoluta sostanzialmente si stabilizza, in seguito ad un aumento del tasso di immobilità degli uomini, mentre quello delle donne continua a diminuire. L'incremento della mobilità è dovuto principalmente al *trend* crescente di quella ascendente, sia degli uomini, sia delle donne. La mobilità discendente, in aumento fino alla coorte dei

<sup>21</sup> I nati tra il 1960 e il 1970 in molti casi non hanno ancora compiuto 10 anni di lavoro nel 1998.

nati negli Anni '30, diminuisce in seguito per entrambi i generi. Anche la mobilità non verticale, infine, sale e poi si abbassa, tornando vicina ai livelli di partenza.

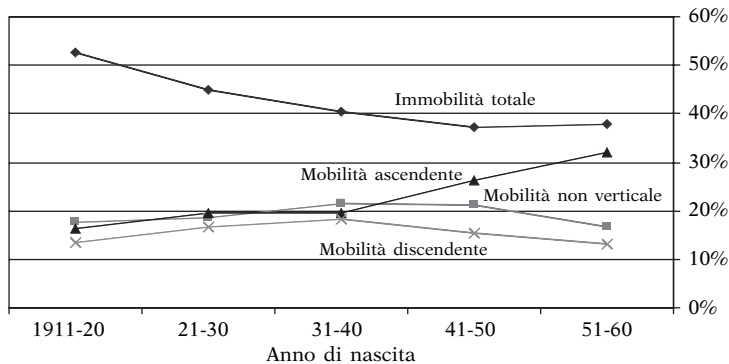
Abbiamo dunque un'ulteriore conferma dei cambiamenti avvenuti nel mercato del lavoro italiano, che hanno ampliato per le coorti più giovani le occasioni di pervenire a classi sociali superiori, riducendo i rischi di caduta verso quelle inferiori.

Pisati e Schizzerotto (2004) stimano sui dati del 1985 le probabilità associate ai diversi tipi di mobilità per anno di nascita dal 1920 al 1960. Rispetto alle nostre evidenze, questi autori osservano, per gli uomini più giovani, oltre alla ripresa del tasso di immobilità, anche una caduta della mobilità ascendente e un arresto di quella discendente. Tutto questo segnalerebbe il raggiungimento di una fase di maturità del mercato del lavoro, con il conseguente ridimensionamento delle *chances* di miglioramento che erano state offerte dai precedenti cambiamenti strutturali (di cui si è già detto sopra). Per quanto concerne le donne gli autori presentano alcuni andamenti un po' diversi da quelli indicati nel grafico 1, con un tasso di immobilità in crescita per quelle nate poco dopo il 1930 e fino al 1950 circa, e una mobilità ascendente solo lievemente in aumento nelle stesse coorti. Pisati e Schizzerotto ritengono che, per la popolazione femminile, si sia verificato un ritardo nell'evoluzione delle caratteristiche della mobilità, rispetto a quella maschile, e che le prospettive recenti più favorevoli dipendano dal fatto che il mercato del lavoro non si è ancora stabilizzato per quanto riguarda le donne.

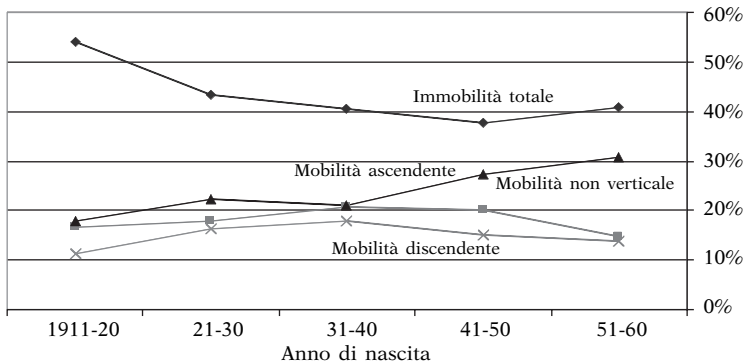
In definitiva, l'analisi per coorti fa emergere un accrescimento della mobilità assoluta intergenerazionale e una crescita di quella ascendente (che riteniamo di poter addebitare principalmente ai colletti blu e ai lavoratori manuali dell'agricoltura, nonché alla piccola borghesia). Tuttavia, per la coorte degli uomini più giovani, quelli nati negli Anni '50, in confronto con i più anziani, emerge una lieve inversione di tendenza nella mobilità assoluta, e, secondo Pisati e Schizzerotto, anche di quella ascendente, probabilmente segno dell'esaurirsi degli effetti delle grandi trasformazioni del mercato del lavoro; non così per le donne, grazie al più forte incremento di quella ascendente.

GRAF. 1

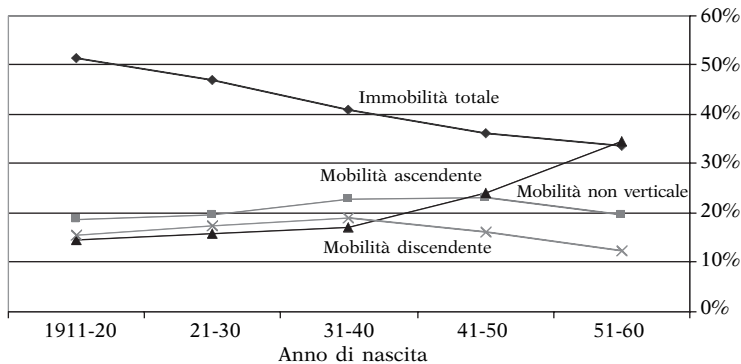
MOBILITÀ ASSOLUTA IN ITALIA PER COORTI



MOBILITÀ ASSOLUTA IN ITALIA PER COORTI - MASCHI



MOBILITÀ ASSOLUTA IN ITALIA PER COORTI - FEMMINE



#### 4. - Mobilità intergenerazionale relativa

Per verificare se si sia realizzato anche un ampliamento delle occasioni offerte a coloro che provengono dalle classi più basse rispetto a quelle sperimentate dai soggetti delle classi più alte, si deve guardare alla mobilità relativa. Questo fa la tavola 5, con riguardo agli occupati italiani nel 1998, al momento dell'intervista (ISTAT, 2000). Per studiare l'evoluzione storica, la Tavola di mobilità relativa viene comparata con un'altra, ad essa omogenea, costruita sulle evidenze empiriche del 1985 tratte da Cobalti e Schizzerotto (1994). Ricordiamo che le informazioni riportate in ogni casella consentono di confrontare le *chances* di raggiungere una determinata classe, piuttosto che un'altra, godute dai soggetti di estrazione sociale diversa. Più specificamente, le due tavole esposte nella tavola 5 — l'una riguardante il 1985, l'altra il 1998 — mostrano gli *odds ratio* generalizzati<sup>22</sup>, o coefficienti concorrenziali medi, che indicano per ogni casella il vantaggio (svantaggio) medio della classe di origine rispetto a tutte le altre origini, ai fini del raggiungimento della classe di destinazione corrispondente. Quando tale indicatore è uguale ad uno, si verifica un equilibrio delle opportunità di mobilità intergenerazionale; quando supera l'unità, si evidenzia un vantaggio concorrenziale e, quando è inferiore, uno svantaggio.

Anche nel caso della mobilità intergenerazionale relativa, l'ordine di grandezza dei nostri indicatori del 1998 risulta generalmente coerente con quello di 13 anni prima, costruito da Cobalti

---

<sup>22</sup> In generale, il rapporto tra la probabilità che un evento si realizzi e quella che non si realizzi è chiamato *odds* che l'evento si realizzi. Gli *odds ratio* misurano la distanza tra due classi di origine ai fini del raggiungimento di una certa destinazione, piuttosto che un'altra, e sono dati dal rapporto tra le percentuali dei soggetti originari della prima classe pervenuti alle due diverse destinazioni, diviso per il rapporto tra le percentuali dei soggetti provenienti dalla seconda classe giunti nelle medesime destinazioni. Gli *odds ratio* generalizzati sono calcolati come media geometrica di tutti i possibili *odds ratio* calcolabili per ogni determinata cella, il cui numero è pari a  $(r-1) * (c-1)$ , dove  $r$  e  $c$  rappresentano, rispettivamente, il numero delle righe e quello delle colonne della tavola di mobilità. Nel caso di frequenze nulle, è stato sostituito, nel calcolo, il valore 0 con un valore molto piccolo. Si osservi che altri (ad esempio ISTAT, 2000) propongono una tavola di mobilità relativa con *odds ratio* calcolati come logaritmo naturale della media geometrica di tutti gli *odds ratio* calcolabili a partire dalla cella.

TAV. 5  
**MOBILITÀ RELATIVA DEGLI OCCUPATI DI 18 ANNI E PIÙ (\*)**

1998 Classe del padre	Classe attuale					
	Borghesia	Classe media impiegatizia	Piccola borghesia urbana	Piccola borghesia agricola	Classe operaia urbana	Classe operaia agricola
Borghesia	7,25	1,65	0,90	0,87	0,35	0,32
Classe media impiegatizia	3,64	4,37	1,09	0,14	1,19	0,35
Piccola borghesia urbana	1,24	1,28	3,17	0,54	0,87	0,43
Piccola borghesia agricola	0,24	0,32	0,56	19,24	0,64	1,94
Classe operaia urbana	0,70	1,34	1,01	0,30	3,17	1,07
Classe operaia agricola	0,18	0,26	0,58	2,67	1,48	9,92
1985	Classe attuale					
Classe del padre	Borghesia	Classe media impiegatizia	Piccola borghesia urbana	Piccola borghesia agricola	Classe operaia urbana	Classe operaia agricola
Borghesia	14,80	2,90	0,40	2,90	0,30	0,06
Classe media impiegatizia	8,40	7,00	1,80	0,25	0,91	0,04
Piccola borghesia urbana	0,77	1,10	2,60	0,48	0,71	1,34
Piccola borghesia agricola	0,16	0,27	0,45	18,20	0,91	3,20
Classe operaia urbana	0,62	1,80	1,50	0,13	3,90	1,20
Classe operaia agricola	0,10	0,09	0,71	1,30	1,40	82,30

Fonte: nostre elaborazioni su dati ISTAT (2000) (in alto) e COBALTI A. - SCHIZZEROTTO A. (1994) (in basso).

(\*) La tavola consente di confrontare le *chances* di raggiungere una determinata classe, piuttosto che un'altra, godute da soggetti occupati di estrazione sociale diversa (estrazione che coincide con la classe del padre quando l'intervistato aveva 14 anni). Più specificamente, le due tavole di mobilità relativa (fluidità sociale) mostrano gli *odds ratio* generalizzati, o coefficienti concorrenziali medi, che indicano per ogni casella il vantaggio (svantaggio) medio della classe di origine rispetto a tutte le altre origini, ai fini del raggiungimento della classe di destinazione corrispondente. Quando tale indicatore è uguale ad uno, si verifica un equilibrio delle opportunità di mobilità intergenerazionale; quando supera l'unità, si evidenzia un vantaggio concorrenziale e, quando è inferiore, uno svantaggio.



e Schizzerotto. Laddove la tavola più vecchia presenta coefficienti superiori all'unità, questo avviene anche nell'altra, tranne per alcuni valori di solito vicini all'unità. L'opportunità relativa di entrare nella borghesia sembra molto superiore per i figli di quella estrazione (di 14,8 volte con i dati del 1985, di 7,3 volte con quelli del 1998). Essa è più bassa per i figli della classe media impiegatizia, e ancora di più per coloro che provengono dalla piccola borghesia urbana, diventando inferiore all'unità nel caso dei soggetti con padre appartenente alle tre classi successive, il che evidenzia come sia rara l'occasione di entrare a far parte della borghesia quando l'origine è nella classe operaia o nella piccola borghesia agricola. Quest'ultima, si noti, possiede *chances* ancora più esigue degli operai urbani. Su tale aspetto, che fa emergere le scarse opportunità di progresso sociale che si offrono nelle campagne, torneremo in seguito. Anche le probabilità di ingresso nelle classi sociali diverse dalla borghesia sono sempre più alte quando l'origine coincide con la destinazione, e tendenzialmente si riducono via via nelle categorie contigue e poi in quelle successive, con la principale eccezione della piccola borghesia agricola, che sistematicamente mostra risultati vicini a quelli degli operai agricoli.

Con riferimento al 1985 (Cobalti e Schizzerotto, 1994), una misura complessiva di disuguaglianza delle *chances* di mobilità intergenerazionale, calcolata come media geometrica dei valori, assoluti<sup>23</sup>, delle celle della tavola di mobilità relativa, risulta uguale a 3,5: questo significa che gli *odds ratio*, in media, sono 3,5 volte più alti o più bassi rispetto a quelli che corrisponderebbero a parità di opportunità. Ciò dipende dalla sovrarappresentazione dei casi di immobilità, con una media dei valori posti sulla diagonale principale della tavola di mobilità relativa pari nel 1985 a 10,8. Dai nostri dati del 1998, si evince che la stessa misura di disuguaglianza si è ridotta al livello di 2,5, anche perché è sceso il tasso di immobilità, essendo la media dei valori posti sulla diagonale principale divenuta pari a 6,3. Tuttavia, l'incertezza delle stime e la sensibilità degli *odds ratio* generalizzati alla presenza di va-

---

<sup>23</sup> Se si considerasse il segno indicato nelle celle, la media risulterebbe uguale ad 1 per definizione, perché i coefficienti concorrenziali positivi e negativi finirebbero per bilanciarsi.

lori anche solo lievemente anomali (perché si tratta di misure moltiplicative) spingono a grande cautela nel confronto. Possiamo comunque provare ad individuare la fonte della modifica nella misura complessiva di diseguaglianza.

La differenza che innanzitutto salta agli occhi è il coefficiente, eccezionalmente elevato, della cella corrispondente agli operai agricoli “immobili” nel 1985, cui si combinano le probabilità irrisorie dei figli dei contadini di pervenire alla borghesia o alla classe media impiegatizia. Anche nel 1998 il rischio, per i figli dei lavoratori manuali dell’agricoltura, di restare nell’ultima categoria è alto (9,9 volte superiore a quello che affrontano i soggetti provenienti da altra estrazione), ma non appare comunque altrettanto smisurato. Sono molto elevati, in entrambi gli anni, i valori delle celle relative alla permanenza nella classe di origine della piccola borghesia agricola. Si tratta del coefficiente concorrenziale più consistente, nella nostra tavola. Segue, per entrambi gli anni considerati, l’indicatore riferito alle *chances* di permanenza nella borghesia, rispetto alle opportunità di accedere a tale categoria offerte mediamente ai soggetti di altra origine: anche in questo caso, tuttavia, si osserva un significativo ridimensionamento, nel tempo, della proporzione delle possibilità assicurate ai “figli di papà” rispetto a quelle date a tutti gli altri.

In definitiva, tra il 1985 e il 1998 si osserva una maggiore mobilità relativa delle due categorie estreme (e in una certa misura della classe media impiegatizia, che vede ridursi anche la mobilità ascendente).

Si può osservare che Pisati e Schizzerotto (2004) rilevano un leggero aumento della mobilità intergenerazionale relativa tra il 1985 e il 1997, almeno per gli uomini. Le cause da essi individuate collimano in parte con quelle appena esposte. L’incremento della fluidità sarebbe dovuto principalmente alla maggiore mobilità delle classi legate all’agricoltura. Tanto queste, quanto la piccola borghesia urbana avrebbero vissuto una fase di più facile movimento verso le prime due classi, che avrebbe compensato una minore frequenza di scambi tra i colletti bianchi e i colletti blu. E gli autori individuano le cause di questi movimenti nell’incremento del livello di istruzione dei figli degli agricoltori e dei con-

tadini e nel successo della piccola industria, mentre la disoccupazione spingeva i figli degli impiegati tra i lavoratori indipendenti.

## **5. - Stime sulla mobilità intergenerazionale**

L'analisi della mobilità sociale intergenerazionale implica che si esamini l'influenza della posizione professionale dei genitori sulla corrispondente posizione dei figli. La classe del padre (in seguito tratteremo anche il ruolo della madre), come è noto, può condizionare quella dei figli per diverse vie, dirette e indirette, e tra queste seconde, in particolare, attraverso il livello di istruzione raggiunto dalla prole, se si mostra che la selezione di merito ha una forte componente classista. Questo è precisamente ciò che nel nostro Paese risultava vero 30 anni fa (Padoa Schioppa, 1974) e, secondo alcuni (Pisati e Schizzerotto, 2004), rimane vero oggi, nonostante sia aumentata la diffusione dell'educazione media superiore nelle categorie svantaggiate e nonostante la selezione meritocratica sia drasticamente indebolita nella scuola. Dai precedenti studi sull'Italia emerge insomma non solo che nel nostro Paese è ben presente il fenomeno dell'autoriproduzione sociale, ma anche che essa si realizza in parte attraverso la trasmissione di padre (madre) in figlio(a) dei livelli di istruzione (Cobalti e Schizzerotto, 1994; Ichino, Rustichini e Checchi, 1997; Fabbri e Rossi, 1997).

Per descrivere la struttura di relazioni tra le variabili che influenzano la distribuzione degli individui tra le classi, utilizziamo modelli logit multinomiali, che usano variabili qualitative articolate in categorie, e consentono di stimare le probabilità di appartenere alle diverse classi sociali, controllando l'effetto di una varietà di fattori.

In prima approssimazione, accanto alla classe del padre inseriamo l'istruzione tra le variabili indipendenti, in modo che la stima dell'influsso paterno sia realizzata per dato livello educativo del figlio. In tal modo, l'effetto di classe viene isolato. Tuttavia, così si perde quella parte dell'influenza familiare che passa attraverso la formazione culturale della prole. Data la presenza di ta-

le interazione recursiva tra caratteristiche socio-culturali dei genitori, livello di istruzione loro e dei figli, e il rischio di distorsioni di simultaneità che ne deriva, passeremo in seguito a convalidare il modello attraverso altre elaborazioni.

La variabile dipendente, cioè la classe sociale, è qui presentata nelle sei posizioni professionali sopra descritte; la stessa ripartizione è adottata per i genitori, in relazione alla condizione occupazionale che li contraddistingueva quando il soggetto intervistato (il figlio) era quattordicenne. Per quanto riguarda l'istruzione, la prima categoria comprende coloro che si collocano a livello terziario, la seconda chi ha un titolo di scuola secondaria superiore (relativo a un corso della durata di 4/5 anni, oppure di 2/3 anni), la terza fa riferimento alla secondaria inferiore e la quarta comprende chi si è fermato alle primarie o ancora prima. Tra le variabili indipendenti, sono state inserite anche il genere e l'età<sup>24</sup>.

La tavola 6 presenta i *tests* sulla regressione effettuata. Il modello risulta adeguato a predire il fenomeno in esame, come mostra il chi-quadrato del *test* del rapporto di verosimiglianza<sup>25</sup>. Le variabili indipendenti, o meglio le loro singole categorie, risultano tutte significative al *test* del rapporto di verosimiglianza<sup>26</sup>. A parità di origini, il conseguimento di un titolo di studio appare come un canale fondamentale per sfuggire all'immobilismo di classe, in particolare se si dispone di un titolo universitario o di scuola secondaria superiore. Tuttavia, si osserva che anche il *background* familiare conta. L'età e il sesso contribuiscono a determinare le occasioni di mobilità, come si vedrà più approfonditamente in seguito. Come atteso, dunque, l'autoriproduzione sociale è in-

---

<sup>24</sup> Sono state costruite le seguenti fasce di età: 18-30 anni, 31-40 anni, 41-50 anni e oltre 50 anni.

<sup>25</sup> Il *test* utilizzato sull'adeguamento del modello produce la differenza tra le  $-2 \log$  verosimiglianze del modello finale e di quello che comprende solo l'intercetta. Se il livello di significatività osservato è piccolo, si può rifiutare l'ipotesi nulla che tutti i coefficienti siano 0.

<sup>26</sup> Questo *test* non viene presentato, né qui né con riferimento alle successive regressioni effettuate, per motivi di spazio, ma sarà reso disponibile ai lettori che ne volessero prendere visione. La statistica chi-quadrato è la differenza nelle  $-2 \log$  verosimiglianze tra il modello finale e un modello ridotto, creato omettendo un effetto dal modello finale. L'ipotesi nulla è che tutti i coefficienti di tale effetto siano 0.

Tav. 6

OPPORTUNITÀ DI APPARTENERE ALLE DIVERSE  
CLASSI SOCIALI DEGLI OCCUPATI

Campione: 19.540 casi

Pseudo R-quadrato McFadden: 0,227

Adeguamento modello (°):		Chi-quadro 13208,8	df 60	Sig (p 0,05) 0,000
		B° °	Errore std	Exp (B)
<b>Borghesia</b>	Intercetta	-2,58	0,23	—
Genere (donna)	Uomo	0,99	0,12	2,68
Età (oltre 50 anni)	18-30 anni	-3,35	0,21	0,04
	31-40 anni	-1,95	0,19	0,14
	41-50 anni	-1,04	0,17	0,35
Istruzione (elementare o nessun titolo)	Terziaria	8,25	1,02	3.821,51
	Secondaria superiore	4,23	0,23	68,69
	Secondaria inferiore	1,72	0,21	5,57
Classe del padre (classe operaia agricola)	Borghesia	3,69	0,39	40,22
	Classe media impiegatizia	3,09	0,30	22,04
	Piccola borghesia urbana	2,87	0,25	17,61
	Piccola borghesia agricola	0,96	0,20	2,61
	Classe operaia urbana	2,13	0,17	8,43
<b>Classe media impiegatizia</b>	Intercetta	-0,76		0,17
Genere (donna)	Uomo	-0,40	0,11	0,67
Età (oltre 50 anni)	18-30 anni	-2,36	0,20	0,09
	31-40 anni	-1,51	0,18	0,22
	41-50 anni	-0,62	0,16	0,54
Istruzione (elementare o nessun titolo)	Terziaria	7,04	1,01	1.138,75
	Secondaria superiore	4,60	0,19	99,27
	Secondaria inferiore	2,34	0,16	10,40
Classe del padre (classe operaia agricola)	Borghesia	2,69	0,38	14,68
	Classe media impiegatizia	3,12	0,28	22,57
	Piccola borghesia urbana	2,59	0,23	13,30
	Piccola borghesia agricola	1,05	0,16	2,85
	Classe operaia urbana	2,17	0,14	8,78

(segue)

segue TAV. 6

**OPPORTUNITÀ DI APPARTENERE ALLE DIVERSE  
CLASSI SOCIALI DEGLI OCCUPATI**

<b>Piccola borghesia urbana</b>	Intercetta	0,42	0,15	—
Genere (donna)	Uomo	0,36	0,11	1,43
Età (oltre 50 anni)	18-30 anni	-2,24	0,19	0,11
	31-40 anni	-1,39	0,17	0,25
	41-50 anni	-0,84	0,16	0,43
Istruzione (elementare o nessun titolo)	Terziaria	3,37	1,01	29,11
	Secondaria superiore	1,73	0,18	5,64
	Secondaria inferiore	0,96	0,14	2,62
Classe del padre (classe operaia agricola)	Borghesia	2,77	0,38	15,92
	Classe media impiegatizia	2,45	0,28	11,54
	Piccola borghesia urbana	3,40	0,23	29,87
	Piccola borghesia agricola	1,15	0,15	3,15
	Classe operaia urbana	1,93	0,14	6,87
<b>Piccola borghesia agricola</b>	Intercetta	-0,69	0,19	—
Genere (donna)	Uomo	0,46	0,13	1,59
Età (oltre 50 anni)	18-30 anni	-1,31	0,24	0,27
	31-40 anni	-1,00	0,20	0,37
	41-50 anni	-0,74	0,18	0,48
Istruzione (elementare o nessun titolo)	Terziaria	2,27	1,06	9,67
	Secondaria superiore	0,77	0,21	2,17
	Secondaria inferiore	0,20*	0,16	1,23
Classe del padre (classe operaia agricola)	Borghesia	1,84	0,45	6,31
	Classe media impiegatizia	0,50*	0,42	1,65
	Piccola borghesia urbana	1,27	0,30	3,55
	Piccola borghesia agricola	2,66	0,17	14,32
	Classe operaia urbana	0,49	0,20	1,63
<b>Classe operaia urbana</b>	Intercetta	0,76	0,15	—
Genere (donna)	Uomo	0,43	0,10	1,54
Età (oltre 50 anni)	18-30 anni	-0,19*	0,19	0,82
	31-40 anni	-0,37	0,17	0,69
	41-50 anni	-0,03*	0,15	0,97

(segue)

segue Tav. 6

OPPORTUNITÀ DI APPARTENERE ALLE DIVERSE  
CLASSI SOCIALI DEGLI OCCUPATI

Istruzione (elementare o nessun titolo)	Terziaria	1,51*	1,02	4,52
	Secondaria superiore	0,95	0,17	2,59
	Secondaria inferiore	0,70	0,13	2,02
Classe del padre (classe operaia agricola)	Borghesia	1,32	0,38	3,75
	Classe media impiegatizia	1,88	0,27	6,58
	Piccola borghesia urbana	1,67	0,22	5,31
	Piccola borghesia agricola	0,76	0,14	2,14
	Classe operaia urbana	1,92	0,13	6,82

classe di riferimento: classe operaia agricola

(°) Il *test* sull'adeguamento del modello è dato dalla differenza tra le  $-2$  log verosimiglianze del modello finale e di quello che comprende solo l'intercetta. Se il livello di significatività osservato è piccolo, si può rifiutare l'ipotesi nulla che tutti i coefficienti siano 0.

(°°) I coefficienti B delle variabili esplicative rappresentano il logaritmo degli *odds ratio* corrispondenti,  $\text{Exp}(B)$ , ovvero del rapporto tra le probabilità di essere parte della classe di volta in volta considerata, indicata a sinistra in grassetto, e quelle di appartenere alla classe operaia agricola.

\* indica che il coefficiente non risulta significativo al livello dello 0,5% secondo il *test* Wald.

tensa, ma l'istruzione resta un mezzo cruciale per evitare di rimanere intrappolati da questa rigidità.

Passiamo ad un'analisi più di dettaglio, basata sull'esame dei parametri del modello. La regressione logistica multinomiale mette a disposizione un insieme di evidenze non sempre di facile lettura, ma interessanti. In questo caso l'ultima classe (operai agricoli) è assunta a riferimento: ciò significa che i coefficienti delle variabili esplicative misurano la variazione che l'appartenenza alle diverse categorie di tali variabili produce sul logaritmo del rapporto (*odds ratio*) tra le probabilità di essere parte della classe di volta in volta considerata, e quelle di appartenere alla classe dei contadini. Gli stessi *odds ratio* sono riportati nella terza colonna<sup>27</sup>.

<sup>27</sup> Gli *odds ratio* variano, quando la variabile indipendente assume il valore relativo ad una determinata categoria, diversa da quella di riferimento, di un fatto-

Cominciamo dai coefficienti associati alla prima classe (borghesia), che sono quelli di più immediata intellegibilità. Al genere maschile è associato un coefficiente positivo, il che indica che, *coeteris paribus*, gli uomini sono favoriti per l'ingresso nella fascia sociale più alta, piuttosto che in quella degli agricoltori (o, se vogliamo, il rapporto tra la probabilità di entrare nella classe borghese e quella di diventare contadino è, per un uomo, 2,7 volte quello di una donna). Naturalmente stiamo esaminando l'appartenenza di classe legata alla propria professione, mentre non valutiamo la possibilità che le donne facciano parte di una famiglia borghese in virtù non della propria occupazione, bensì di un eventuale *partner* che gode di tale privilegio. La discriminazione di genere resta comunque presente. Può essere interessante guardare anche alle probabilità assolute. A tal fine, possiamo osservare che un uomo, figlio di un borghese<sup>28</sup>, con un diploma di scuola secondaria superiore, di età compresa tra 41 e 50 anni (soggetto che qui e di seguito prenderemo a riferimento come figura base cui confrontare altri casi), sia egli stesso borghese è del 35%, contro il 14% per una donna (si veda la tavola 7, che riporta le probabilità assolute di appartenere alla borghesia ottenute modificando di volta in volta la categoria di una variabile indipendente rispetto alla figura base). Si osservi che il coefficiente del genere maschile è negativo solo quando riferito alla classe media impiegatizia, e questo perché molte donne sono occupate come colletti bianchi. La probabilità di essere impiegati, con riferimento alla figura base di cui sopra, è del 43% per un uomo, del 70% per una donna.

Per le fasce di età fino a 50 anni si rilevano coefficienti negativi per la destinazione nella classe borghese, via via meno elevati man mano che si passa a individui più anziani, e questo di-

---

re pari a e elevato al coefficiente. Se il coefficiente è positivo, il fattore è superiore a 1, e il rapporto tra le probabilità aumenta; se è negativo, il fattore è inferiore a 1, e il rapporto diminuisce (se il coefficiente è pari a 0, il fattore è uguale a 1, e il rapporto tra le probabilità non cambia). In questo, l'analisi che ora conduciamo si differenzia dagli esercizi svolti nei paragrafi precedenti, quando si utilizzavano gli *odds ratio* generalizzati, e perciò qui quel che conta, ai fini del rapporto tra le probabilità, è il segno, non il valore superiore a 1, dei coefficienti.

<sup>28</sup> Ricordiamo che il lavoro dei genitori è riferito al momento in cui il soggetto aveva 14 anni.



TAV. 7

## PROBABILITÀ DI ESSERE BORGHESE

Variazioni rispetto alla figura base

Figura base: uomo, 41-50 anni, titolo livello secondario superiore, padre borghese

		Probabilità
Genere	Uomo (figura base)	35
	Donna	14
Età	18-30 anni	17
	31-40 anni	31
	41-50 anni (figura base)	35
	oltre 50 anni	45
Istruzione	Terziaria	77
	Secondaria superiore (figura base)	35
	Secondaria inferiore	15
	Primaria o nessun titolo	8
Classe del padre	Borghesia (figura base)	35
	Classe media impiegatizia	18
	Piccola borghesia urbana	17
	Piccola borghesia agricola	12
	Classe operaia urbana	15
	Classe operaia agricola	13

(\*) Si mostrano le probabilità ottenute modificando di volta in volta la categoria di una sola variabile rispetto alla figura base.

pende dal fatto che le posizioni più ambite si raggiungono generalmente in una fase avanzata della carriera (e inoltre gli studi possono non essere ancora completati nella fascia 18-30 anni). La figura base di cui sopra avrebbe una probabilità di essere borghese (tavola 7) di appena il 17% se di età compresa tra 18 e 30 anni e del 31% tra 31 e 40 anni, mentre le sue *chances* sarebbero più alte, e pari al 45%, se fosse ultracinquantenne. Per quanto riguarda le altre destinazioni, l'andamento dei coefficienti è analogo, ma via via essi si riducono, le loro distanze si ridimensionano, essi divengono più spesso non significativi, segnalando una progressione di carriera più piatta nelle professioni meno qualificate.

Il coefficiente dell'istruzione per la destinazione nella borghesia è positivo e decrescente nel passare a titoli meno elevati, proprio come atteso. Le probabilità del soggetto base di essere borghese oscillano secondo il titolo di studio molto più ampia-

mente di quanto abbiamo visto sopra per l'età e il genere (tavola 7), toccando il 77% in presenza di un titolo di livello terziario e calando al 15% con un diploma di scuola secondaria inferiore, all'8% con un livello di istruzione ancora più basso. I coefficienti dell'istruzione permangono positivi e tendenzialmente decrescenti al diminuire del titolo di studio, ma il loro valore si abbassa nel passare dalla borghesia e dalla classe media impiegatizia alle altre destinazioni, in quanto l'istruzione gioca un ruolo meno importante ai fini del raggiungimento di obiettivi occupazionali, quando questi sono poco ambiziosi. Nelle ultime classi alcuni coefficienti perdono di significatività. La probabilità assolute di essere impiegato per la figura base sono del 20% se laureato, del 43% se in possesso di diploma di scuola secondaria superiore, del 23% se il titolo posseduto è quello di scuola secondaria inferiore e del 7% se non si è raggiunto nemmeno quello. Considerando invece la destinazione operaia, si osserva che le probabilità sono rispettivamente pari al 3%, al 15%, al 36% e al 42%.

I coefficienti della classe di origine (cioè la posizione professionale del padre) per la destinazione nella borghesia hanno il segno previsto (positivo) e un andamento tendenzialmente decrescente, con l'eccezione della piccola borghesia agricola. Questa presenta, a parità di livello di istruzione, di genere e di età, opportunità peggiori di quelle degli operai urbani, i quali avrebbero maggiori possibilità di promuovere i propri figli fin nella classe borghese, invece di vederli diventare contadini (infatti l'*odds ratio* è pari a 2,6, contro 8,4 per la classe operaia; il rapporto tra la probabilità di un soggetto con un padre borghese di mantenersi nella stessa classe invece di divenire contadino e quella del figlio di un contadino è invece pari a 40). Le probabilità assolute della figura base di restare nella classe borghese calano dal 35% a valori compresi tra il 15 e il 18% se il padre è impiegato, appartiene alla piccola borghesia urbana o è operaio, e ancora di qualche punto al di sotto del 15% se appartiene alla piccola borghesia agricola o è un contadino. Questi risultati, che confermano le evidenze emerse dalla tavola di mobilità relativa, sembrano segnalare la condizione particolarmente

te emarginata delle campagne, dove le occasioni di promozione sociale restano limitate non solo per i lavoratori manuali, posti all'ultimo gradino della classificazione, ma anche per i piccoli proprietari e i coadiuvanti<sup>29</sup>. La grande mobilità intergenerazionale che ha caratterizzato la piccola borghesia agricola, oltre agli operai agricoli, in conseguenza dell'abbandono delle campagne non ha dato luogo a spostamenti molto significativi verso la borghesia<sup>30</sup>, come si è visto nel paragrafo precedente, ma piuttosto ha provocato innanzitutto un ingrossamento delle fila della classe operaia urbana, e poi un passaggio verso quella media impiegatizia e verso la piccola borghesia urbana. Specularmente, si sottolinea che la classe operaia delle città dà ai propri figli qualche strumento in più, sia per il fatto stesso di essere urbanizzata, sia per sue peculiari caratteristiche in termini di coscienza e integrazione sociale. Si osserva invece la sostanziale omogeneità delle *chances* offerte dalla media e piccola borghesia che svolge lavori dipendenti (impiegati e insegnanti) o autonomi (artigiani e commercianti).

Uno degli elementi più interessanti che emergono da questa tavola è il valore dei coefficienti della classe del padre quando essa corrisponde a quella del figlio. Infatti, il coefficiente più elevato si riscontra se l'origine è identica, anche se la distanza tra coefficienti contigui in genere non è molto forte, e a volte non è significativa.

Questi risultati non sorprendono, ma rappresentano un forte segnale della rigidità che caratterizza la riproduzione sociale, limitando la mobilità intergenerazionale. Tanto più che gli effetti sono considerati a parità di titolo di studio, e dunque non tengono conto del fatto che il livello di istruzione, molto importante nell'influenzare le probabilità di appartenere alle diverse classi, a sua volta non dipende solamente dagli sforzi e dalla predisposizione personale, ma anche dall'influenza culturale dei genitori e dell'ambiente extrascolastico in cui si trascorrono l'infanzia e la giovinezza, nonché dalla capacità della famiglia di selezionare

---

<sup>29</sup> PISATI M. - SCHIZZEROTTO A. (2004), citando anche ERIKSON R. - GOLDTHORPE J.H. (1992), considerano la "viscosità sociale" che caratterizza le classi agricole come il frutto delle barriere culturali che separano la società rurale da quella urbana.

<sup>30</sup> Si veda a tale proposito COBALTI A. - SCHIZZEROTTO A. (1994).

(eventualmente pagare) i migliori istituti educativi. La complessità di queste relazioni sarà approfondita tra poco.

Il modello esaminato, benché interessante, può presentare, come si è accennato, problemi di simultaneità. Per convalidare l'evidenza precedentemente proposta, proviamo pertanto ad applicare una strategia a due stadi con variabili strumentali. Il primo stadio è finalizzato a stimare il titolo di studio detenuto, utilizzando come strumenti i livelli di istruzione dei due genitori. Nel secondo stadio adopereremo la variabile istruzione predetta ai fini della stima della classe di appartenenza.

Guardiamo innanzitutto al primo stadio, in cui la variabile endogena è, come accennato, il livello di istruzione. La categoria di riferimento di tale variabile è quella dei soggetti che hanno completato soltanto la scuola primaria, oppure neanche quella. Le variabili esogene sono il sesso e l'età, poste in forma moltiplicativa<sup>31</sup>, il livello di istruzione del padre e quello della madre. Si ponga attenzione al fatto che l'istruzione dei genitori è stata classificata in maniera diversa da quella dei figli, perché la scarsa frequenza nelle categorie superiori non avrebbe consentito altrimenti di realizzare le stime e di ottenere risultati statisticamente significativi. Inoltre, nel caso dei padri e delle madri in alcuni casi il titolo di studio non è noto. In definitiva, per i genitori, la prima categoria comprende coloro che dispongono di un titolo di livello terziario (dottorato o specializzazione, laurea o diploma) e i diplomati di scuola secondaria superiore di qualunque durata, la seconda quelli di scuola secondaria inferiore, la terza coloro che hanno compiuto la scuola primaria (elementare), la quarta quelli che non hanno ottenuto alcun titolo o il cui titolo è ignoto<sup>32</sup>.

Il modello risulta adeguato (tavola 8, lato sinistro), e tutti gli effetti dell'età per il genere, nonché le categorie dell'istruzione dei genitori, sono significativi.

---

<sup>31</sup> Infatti ci si aspetta un cambiamento rilevante nei livelli di istruzione raggiunti al variare dell'età, e che l'evoluzione del fenomeno nel tempo sia diversa tra gli uomini e tra le donne.

<sup>32</sup> Si è verificato che il gruppo di coloro il cui titolo è ignoto non presenta, nelle stime, coefficienti significativamente diversi da quelli dei genitori senza titolo di studio. Pertanto si è ritenuto di poter aggregare i soggetti di cui si è detto in un'unica categoria.

TAV. 8

## OPPORTUNITÀ DI OTTENERE I DIVERSI TITOLI DI STUDIO

	Occupati con padri sul mercato del lavoro			Occupati con padri e madri sul mercato del lavoro		
	Chi-quadro	df	Sig (p 0,05)	Chi-quadro	df	Sig (p 0,05)
Campione:	19.540 casi			6.600 casi		
Pseudo R-quadrato McFadden:	0,168			0,192		
Adeguamento modello (°):	8102,58	39	0,000	3165,429	39	0,000
<b>Terziario</b>	B°	Errore std	Exp (B)	B°	Errore std	Exp (B)
	-3,68	0,17	—	-3,96	0,31	—
Intercetta						
Genere* Età (donna oltre 50 anni)	0,85	0,21	2,35	1,52	0,38	4,57
Uomo 18-30	2,06	0,17	7,82	2,43	0,32	11,31
Uomo 31-40	1,58	0,16	4,87	1,89	0,30	6,63
Uomo 41-50	0,46	0,17	1,59	0,47*	0,32	1,60
Uomo 50+	2,44	0,28	11,45	2,70	0,47	14,94
Donna 18-30	2,86	0,20	17,43	3,12	0,34	22,68
Donna 31-40	1,70	0,17	5,47	1,47	0,31	4,36
Donna 41-50						
Istruzione del padre (nessun titolo o ignoto)	3,87	0,26	47,97	2,78	0,41	16,06
Terz. o sec. sup.	2,62	0,20	13,73	2,07	0,36	7,94
Sec. inf.	0,82	0,14	2,27	0,85	0,25	2,33
Primaria						
Istruzione della madre (nessun titolo o ignoto)	2,92	0,31	18,53	3,63	0,48	37,55
Terz. o sec. sup.	2,18	0,23	8,83	2,52	0,42	12,48
Sec. inf.	0,99	0,14	2,68	1,01	0,26	2,73
Primaria						
<b>Secondario superiore</b>						
Intercetta	-2,09	0,11	—	-2,53	0,20	—
Genere* Età (donna oltre 50 anni)	2,44	0,15	11,46	3,10	0,29	22,11
Uomo 18-30	2,48	0,12	11,99	2,90	0,23	18,12
Uomo 31-40	1,57	0,11	4,78	1,97	0,20	7,18
Uomo 41-50	0,12*	0,11	1,13	0,31*	0,21	1,36
Uomo 50+						

(segue)

segue TAV. 8

OPPORTUNITÀ DI OTTENERE DIVERSI TITOLI DI STUDIO										
	Donna 18-30	3,78	0,24	43,69	4,15	0,40	63,42			
	Donna 31-40	3,15	0,16	23,28	3,41	0,26	30,14			
	Donna 41-50	1,31	0,12	3,72	1,28	0,21	3,61			
Istruzione del padre (nessun titolo o ignoto)	Terz. o sec. sup.	2,92	0,23	18,54	2,14	0,37	8,53			
	Sec. inf.	2,32	0,17	10,22	2,07	0,29	7,95			
	Primaria	1,09	0,09	2,98	1,26	0,17	3,53			
Istruzione della madre (nessun titolo o ignoto)	Terz. o sec. sup.	1,97	0,29	7,20	2,37	0,43	10,74			
	Sec. inf.	1,91	0,21	6,78	1,98	0,36	7,22			
	Primaria	0,78	0,09	2,19	0,74	0,16	2,09			
<b>Secondario inferiore</b>	Intercetta	-1,51	0,11	—	-1,61	0,17	—			
Genere * Età (donna oltre 50 anni)	Uomo 18-30	2,93	0,15	18,75	3,31	0,28	27,46			
	Uomo 31-40	2,83	0,12	16,95	2,96	0,21	19,38			
	Uomo 41-50	1,60	0,11	4,97	1,67	0,19	5,31			
	Uomo 50+	0,30	0,11	1,35	0,07*	0,20	1,07			
	Donna 18-30	3,72	0,24	41,34	3,85	0,40	47,14			
	Donna 31-40	2,90	0,16	18,20	2,93	0,26	18,64			
	Donna 41-50	1,22	0,12	3,38	1,10	0,20	3,00			
Cistruzione del padre (nessun titolo o ignoto)	Terz. o sec. sup.	1,20	0,24	3,32	0,85	0,37	2,35			
	Sec. inf.	1,38	0,17	3,99	1,38	0,29	3,98			
	Primaria	0,66	0,09	1,94	0,93	0,16	2,52			
Istruzione della madre (nessun titolo o ignoto)	Terz. o sec. sup.	0,77	0,30	2,16	0,70*	0,45	2,01			
	Sec. inf.	1,24	0,21	3,47	1,10	0,36	3,01			
	Primaria	0,42	0,09	1,52	0,22*	0,16	1,24			

titolo di riferimento: primario o nessun titolo

(\*) Il *test* sull'adeguamento del modello è dato dalla differenza tra le -2 log verosimiglianze del modello finale e di quello che comprende solo l'intercetta. Se il livello di significatività osservato è piccolo, si può rifiutare l'ipotesi nulla che tutti i coefficienti siano 0.

(\*\*) I coefficienti B delle variabili esplicative rappresentano il logaritmo degli *odds ratio* corrispondenti,  $\text{Exp}(B)$ , ovvero del rapporto tra le probabilità di disporre del titolo di studio di volta in volta considerato, indicato a sinistra in grassetto, e quelle di avere un titolo di livello primario o nessun titolo.

\* indica che il coefficiente non risulta significativo al livello dello 0,5% secondo il *test* Wald.

Guardiamo ai coefficienti riferiti alle opportunità di godere di un titolo universitario, piuttosto che avere completato le sole scuole elementari o neanche quelle. Quelli relativi all'effetto moltiplicativo del genere per la fascia di età appaiono piuttosto interessanti: sono tutti positivi, crescenti all'abbassamento dell'età, a segnalare il miglioramento nel tempo dei livelli di istruzione, tranne che nella fascia 18-30 anni, che comprende anche individui troppo giovani per aver completato il ciclo di studi terziari. A eccezione degli ultracinquantenni, i coefficienti delle donne sono più elevati di quelli degli uomini, e la differenza aumenta per le età più giovani, diventando significativa. Il miglioramento della condizione delle donne nel campo dell'istruzione<sup>33</sup> si traduce nel fatto che il rapporto tra le probabilità di essere laureata<sup>34</sup> e quelle di aver concluso solamente le scuole primarie (o neanche quelle) per una donna tra i 18 e i 30 anni è maggiore di 11 volte rispetto a una ultracinquantenne, e per una tra i 31 e i 40 anni di 17 volte. Rispetto alla stessa categoria di riferimento (donna oltre i cinquanta), il rapporto per un uomo tra i 18 e i 30 anni è appena superiore a 2, e tra i 31 e i 40 è di poco inferiore a 8. Con riguardo alle probabilità assolute, possiamo osservare che quelle di avere un titolo universitario, per un uomo di età superiore a 50 anni, con entrambi i genitori laureati, è del 62%, contro il 54% per una donna, ma a età inferiori si evidenzia un vantaggio per le donne<sup>35</sup>, che oscilla tra 5 e 9 punti, come mostra la tavola 9<sup>36</sup> (lato sinistro).

---

<sup>33</sup> È peraltro noto che si è verificato un imponente miglioramento dei livelli di istruzione delle donne, che nelle fasce di età più giovani hanno superato gli uomini in termini di percentuale di soggetti che hanno raggiunto un livello di educazione di tipo terziario (OCSE, 2005). Si ricorda peraltro che i risultati presentati sono stimati su un campione di individui, uomini e donne, che lavorano.

<sup>34</sup> Usiamo qui e di seguito, per semplicità di esposizione, il termine laureato/a, ma abbiamo visto che in realtà si fa riferimento a qualsiasi titolo di istruzione terziaria, compreso il dottorato e il diploma. Faremo inoltre riferimento indifferentemente al diploma di scuola media o di secondaria inferiore, e a quello di scuola elementare o primaria.

<sup>35</sup> Si osserva anche, nella tavola, che la probabilità di essere laureati diminuisce nelle fasce di età più giovani, mentre tra 41 e 50 anni, rispetto agli ultracinquantenni, aumenta per le donne e diminuisce per gli uomini. La crescita dei coefficienti al diminuire dell'età, fino ai 31-40 anni, dipende dalla diminuzione delle probabilità di fermarsi ad un titolo di studio di livello primario, più rapida di quella di laurearsi.

<sup>36</sup> In tabella 9 la figura base è un uomo tra 41 e 50 anni con genitori che dispongono di un titolo di studio di livello terziario.

Con riguardo alle opportunità di ottenere un titolo di studio di scuola secondaria superiore o inferiore, l'andamento dei coefficienti è abbastanza simile a quello appena descritto, a parte il livello più alto per la fascia di età 18-30, quando è plausibile che il ciclo di studi secondari — a differenza da quello relativo ai terziari — sia concluso.

I coefficienti dell'istruzione dei genitori sono positivi e crescenti con il livello della stessa, se riferiti alle opportunità per un figlio di essere laureato o di avere un diploma di scuola secondaria superiore<sup>37</sup>, invece di essersi fermato alle elementari (o non avere alcun titolo). Quelli relativi alla scuola media inferiore non sono più decrescenti.

L'odds ratio riferito al titolo universitario è pari a 48 se il padre è laureato o ha il diploma di scuola secondaria superiore (piuttosto che essere privo di qualsiasi titolo), a 19 se la madre dispone di uno di questi titoli. In termini di probabilità assolute, se i genitori sono entrambi laureati o hanno il diploma di scuola secondaria superiore, un uomo di 41-50 anni ha una probabilità di aver compiuto gli studi universitari del 55% (del 64% una donna); se uno dei due genitori ha solo il diploma di scuola media, del 37% (46% se donna); se il padre si è fermato alle scuole elementari o non ha completato nemmeno questo ciclo le chances calano al 22-23% (29%-30% per una donna), ma sono più alte se è la madre ad avere un livello di istruzione così basso (oscillando tra il 27% e il 34% per un uomo, e tra il 36% e il 43% per una donna).

Per verificare meglio il ruolo della madre, abbiamo costruito una variante della regressione di primo stadio (tavola 8, lato destro), in cui consideriamo i soli individui i cui genitori hanno partecipato entrambi al mondo del lavoro (sia il padre che la madre lavoravano quando l'intervistato aveva 14 anni). Naturalmente, in questo modo, abbiamo ristretto il campione, che comprende ora soltanto 6.600 individui. Anche questa volta tutte le variabili sono significative, tranne il genere maschile oltre i 50 anni. Il test del rapporto di verosimiglianza sulle variabili indipendenti mo-

---

<sup>37</sup> I coefficienti relativi al titolo secondario sono più bassi di quelli riferiti al livello terziario.



strerebbe un riequilibrio tra il ruolo dell'istruzione della madre e quello del padre, a favore della prima. In effetti, si può osservare che, in questo gruppo di individui, l'*odds ratio* del livello di studi terziario, rispetto a quello elementare o inferiore, è pari a 16 se il padre è laureato o gode di un diploma di secondaria superiore invece di essere privo di ogni titolo, a 38 se è la madre ad avere un buon livello di istruzione. Inoltre, in termini di probabilità assolute (tavola 9, lato destro) si osserva che quella di essere laureati mostra una variabilità maggiore in base al titolo di studio della madre e minore rispetto a quello del padre, rispetto al caso precedente. Questo dipende dalle minori *chances*, rispetto al caso precedente, mostrate dai figli delle lavoratrici con basso livello di istruzione (e a quelle maggiori di coloro che hanno padri nella stessa situazione).

In definitiva, dalla regressione sui livelli di istruzione emerge il miglioramento nel tempo nella diffusione di titoli di studio relativi a cicli più avanzati, che si è realizzato soprattutto tra le donne. Tra gli individui che lavorano di età non superiore a 50 anni si osserva che le probabilità di essere laureate sono superiori per le donne, rispetto agli uomini. L'influenza del livello di educazione scolastica e universitaria di entrambi i genitori sui figli è consistente.

Passiamo ora al secondo stadio, in cui la variabile endogena è la classe. Utilizziamo l'istruzione predetta dalla precedente regressione come esogena, insieme al genere, alla fascia di età, alla classe del padre<sup>38</sup>.

---

<sup>38</sup> L'analisi che segue viene effettuata sull'insieme dei lavoratori, uomini e donne. Siamo ben consapevoli del fatto che le caratteristiche della mobilità sociale differiscono nei due generi, né intendiamo assumere che i meccanismi che regolano i processi di mobilità maschili e femminili siano identici. Abbiamo infatti effettuato la stima anche introducendo gli effetti moltiplicativi della classe del padre per il genere (nonché l'istruzione predetta per il genere), e i risultati sono a completa disposizione del lettore, su richiesta. Tuttavia, l'effetto di classe si ripropone in entrambi i generi in maniera simile, con la principale differenza di un coefficiente superiore — ma non sempre in misura statisticamente significativa — nel caso delle donne, per la destinazione nella classe media impiegatizia. Evidentemente l'analisi sulle classi definite attraverso la professione, con regressioni logit multinomiali, non fa risaltare la differenza tra i processi di mobilità nei due generi. Si è ritenuto pertanto di poter continuare l'esame sul campione complessivo che comprende tutti i lavoratori. La questione merita tuttavia successivi approfondimenti in altri lavori, eventualmente anche attraverso tecniche diverse.

TAV. 9

**PROBABILITÀ DI OTTENERE UN TITOLO DI LIVELLO TERZIARIO**

Variazioni rispetto alla figura base

Figura base: uomo, 41-50 anni, genitori con titolo di livello terziario

		Probabilità*			
		Solo i padri sul mercato del lavoro		Padri e madri sul mercato del lavoro	
		Uomini	Donne	Uomini	Donne
Età	18-30 anni	19	25	22	25
	31-40 anni	44	49	46	52
	41-50 anni (figura base)	55	64	57	63
	oltre 50 anni	62	54	61	56
Istruzione padre	Terz. o sec. sup. (fig. base)	55	64	57	63
	Sec. inf.	37	46	39	45
	Primaria	22	29	28	33
	Nessun titolo, ignoto	23	30	n.d.	37
Istruzione madre	Terz. o sec. sup. (fig. base)	55	64	57	63
	Sec. inf.	37	46	37	42
	Primaria	34	43	28	32
	Nessun titolo, ignoto	27	36	20	22

(\*) Si mostrano le probabilità ottenute modificando di volta in volta la categoria di una sola variabile rispetto alla figura base.

Da questo momento in poi la quarta classe (piccoli imprenditori agricoli) e la sesta (operai agricoli) vengono unificate, per motivi di semplificazione. Si è visto peraltro che i processi di mobilità per i lavoratori del settore primario sono abbastanza simili<sup>39</sup>. Avremo dunque solo cinque classi (sia per i genitori, sia per i figli), con il mondo agricolo aggregato nell'ultima.

Tutte le variabili indipendenti risultano significative al test del rapporto di verosimiglianza. L'analisi dei coefficienti (tavola 10) mostra evidenze sostanzialmente molto simili a quelle riscontrate nel nostro primo modello (a parte il diverso numero di classi considerato), anche se i coefficienti del genere, dell'età e dell'istruzione sono generalmente meno elevati in valore assoluto — soprattutto quelli dell'istruzione — e più spesso la distanza tra l'uno e l'altro non è significativamente differente. Quanto alla clas-

<sup>39</sup> Nel primo modello presentato la piccola borghesia agricola presenta i coefficienti — e gli *odds ratio* — più bassi, inferiori anche a quelli della classe operaia urbana, e dunque la differenziazione rispetto alla classe operaia agricola è limitata.

TAV. 10

**OPPORTUNITÀ DI APPARTENERE ALLE DIVERSE  
CLASSI SOCIALI DEGLI OCCUPATI**

Campione: 19.540 casi

Pseudo R-quadrato McFadden: 0,1265

Adeguamento modello (°):		Chi-quadro 7168,42	df 44	Sig (p 0,05) 0,000
		B °°	Errore std	Exp (B)
<b>Borghesia</b>	Intercetta	-2,15	-	0,13
Genere (donna)	Uomo	0,86	0,10	2,35
Età (oltre 50 anni)	18-30 anni	-2,23	0,22	0,11
	31-40 anni	-0,86	0,21	0,42
	41-50 anni	-0,70	0,19	0,50
Istruzione (elementare o nessun titolo)	Terziaria	3,11	0,50	22,51
	Secondaria superiore	1,76	0,20	5,84
	Secondaria inferiore	0,65	0,22	1,92
Classe del padre (agricoltori)	Borghesia	3,69	0,22	40,10
	Classe media impiegatizia	3,83	0,22	45,98
	Piccola borghesia urbana	3,10	0,16	22,30
	Classe operaia urbana	2,38	0,12	10,84
<b>Classe media impiegatizia</b>	Intercetta	-0,20	0,10	—
Genere (donna)	Uomo	-0,53	0,08	0,59
Età (oltre 50 anni)	18-30 anni	-1,09	0,20	0,34
	31-40 anni	-0,46	0,19	0,63
	41-50 anni	-0,26*	0,17	0,77
Istruzione (elementare o nessun titolo)	Terziaria	2,38	0,48	10,81
	Secondaria superiore	1,60	0,17	4,95
	Secondaria inferiore	0,85	0,19	2,35
Classe del padre (agricoltori)	Borghesia	2,48	0,21	11,91
	Classe media impiegatizia	3,71	0,21	40,70
	Piccola borghesia urbana	2,72	0,15	15,13
	Classe operaia urbana	2,45	0,09	11,58
<b>Piccola borghesia urbana</b>	Intercetta	-0,23	0,10	—
Genere (donna)	Uomo	0,16*	0,09	1,17
Età (oltre 50 anni)	18-30 anni	-1,26	0,21	0,28
	31-40 anni	-0,60	0,20	0,55
	41-50 anni	-0,47	0,18	0,62

(segue)

segue Tav. 10

OPPORTUNITÀ DI APPARTENERE ALLE DIVERSE  
CLASSI SOCIALI DEGLI OCCUPATI

Istruzione (elementare o nessun titolo)	Terziaria	1,04	0,50	2,82
	Secondaria superiore	0,76	0,18	2,15
	Secondaria inferiore	0,47	0,20	1,61
Classe del padre (agricoltori)	Borghesia	2,16	0,22	8,67
	Classe media impiegatizia	2,63	0,21	13,82
	Piccola borghesia urbana	3,18	0,15	24,15
	Classe operaia urbana	2,04	0,10	7,68
	<b>Classe operaia urbana</b>	Intercetta	-0,16*	0,09
Genere (donna)	Uomo	0,17	0,08	1,18
Età (oltre 50 anni)	18-30 anni	0,45	0,20	1,57
	31-40 anni	0,12*	0,20	1,13
	41-50 anni	0,20*	0,17	1,22
Istruzione (elementare o nessun titolo)	Terziaria	0,41*	0,52	1,51
	Secondaria superiore	0,63	0,17	1,88
	Secondaria inferiore	0,54	0,19	1,71
Classe del padre (agricoltori)	Borghesia	0,82	0,22	2,27
	Classe media impiegatizia	2,18	0,21	8,89
	Piccola borghesia urbana	1,61	0,15	5,00
	Classe operaia urbana	2,20	0,09	9,04

classe di riferimento: agricoltori

(°) Il *test* sull'adeguamento del modello è dato dalla differenza tra le  $-2$  log verosimiglianze del modello finale e di quello che comprende solo l'intercetta. Se il livello di significatività osservato è piccolo, si può rifiutare l'ipotesi nulla che tutti i coefficienti siano 0.

(°°) I coefficienti B delle variabili esplicative rappresentano il logaritmo degli *odds ratio* corrispondenti,  $\text{Exp}(B)$ , ovvero del rapporto tra le probabilità di essere parte della classe di volta in volta considerata, indicata a sinistra in grassetto, e quelle di appartenere alla classe degli agricoltori.

\* indica che il coefficiente non risulta significativo al livello dello 0,5% secondo il *test* Wald.

se del padre, per la destinazione nella borghesia, invece che nella classe degli agricoltori, i soggetti dotati di un padre impiegato hanno un coefficiente più alto degli stessi figli dei borghesi, ma la distanza tra i due non appare statisticamente significativa; restano invece più bassi gli altri coefficienti.

Anche se si guarda alle probabilità assolute si verificano evi-

denze del tutto simili a quelle prodotte dal primo modello esaminato (si guardi la tavola 11, in confronto con la 7). Si osserva, tuttavia, che la variazione delle probabilità in funzione del titolo di studio è meno ampia: la probabilità di far parte della borghesia del soggetto base è del 65% se è laureato, del 45% se è diplomato, del 30% se ha la licenza media. Nel modello precedente le analoghe probabilità oscillavano tra il 77% e il 15%. Allo stesso tempo, la probabilità di essere borghese si modifica più ampiamente secondo la classe del padre (dal 45% con un padre borghese all'11% con un agricoltore).

Le conclusioni principali tratte dal primo modello, e in particolare la rigidità della riproduzione di classe, l'importanza del genere e il ruolo decisivo dell'istruzione, sembrano dunque abbastanza solide da poter essere confermate. Tuttavia, un'altra convalida di alcuni risultati verrà proposta più oltre. Prima, vogliamo valutare alcune ulteriori varianti di questo modello, per approfondire qualche aspetto che ci sembra interessante.

Ora passiamo ad un altro aspetto, già in parte esaminato sopra attraverso le tavole di mobilità: quello della variazione nel tempo dei meccanismi di riproduzione di classe. Per trarre qualche elemento di informazione sulla dinamica della mobilità intergenerazionale, consideriamo, come sopra, la posizione occupazionale dopo 10 anni dall'ingresso nel mercato del lavoro (valgono naturalmente tutti i *caveat* già indicati sulla definizione delle coorti con questa metodologia). Utilizziamo il campione dei soggetti che hanno dichiarato un'occupazione dopo 10 anni da quando sono entrati nel mercato del lavoro<sup>40</sup>. Si tratta di 22.429 intervistati. Naturalmente la variabile istruzione stimata è stata predisposta ripetendo l'analisi del primo stadio su questo campione. Le variabili esogene sono le stesse del modello base sopra descritto (tavola 12, lato sinistro). Gli pseudo R-quadrato e le varianze spiegate indicano che il modello è adeguato a rappresentare il fenomeno in esame. Rispetto al modello base (tavola 10), il genere mostra coefficienti più elevati in valore assoluto, in quanto in un campione di soggetti in media più anziani la posi-

---

<sup>40</sup> Nel campione degli occupati, tra i più anziani esiste un *bias* a favore delle classi più elevate, che svolgono mestieri meno usuranti. Considerando il campione che comprende anche i pensionati, migliora la rappresentatività dei più anziani.

TAV. 11

## PROBABILITÀ DI ESSERE BORGHESE

Variazioni rispetto alla figura base

Figura base: uomo, 41-50 anni, titolo livello secondario superiore, padre borghese

		Probabilità
Genere	Uomo (figura base)	45
	Donna	21
Età	18-30 anni	24
	31-40 anni	45
	41-50 anni (figura base)	45
	oltre 50 anni	56
Istruzione	Terziaria	65
	Secondaria superiore (figura base)	45
	Secondaria inferiore	30
	Primaria o nessun titolo	n.d.
Classe del padre	Borghesia (figura base)	45
	Classe media impiegatizia	24
	Piccola borghesia urbana	20
	Classe operaia urbana	14
	Agricoltori	11

(\*) Si mostrano le probabilità ottenute modificando di volta in volta la categoria di una sola variabile rispetto alla figura base.

zione di svantaggio delle donne sul mercato del lavoro è maggiore. La probabilità del soggetto base di essere borghese è pari al 42%, ma solo al 16% se donna, quella di essere agricoltore all'1,1%, 1,8% se donna. I coefficienti dell'istruzione e della classe di origine sono molto simili a quelli del modello di base; si conferma il potere di attrazione della classe del padre sulla classe del figlio (per ogni destinazione, il coefficiente dell'origine coincidente è il più elevato).

Più interessante è esaminare i coefficienti dell'età, che questa volta, come si è visto, indicano essenzialmente un effetto coorte, e non quello della diversa permanenza sul mercato del lavoro. In effetti, i coefficienti dell'età — che negli altri modelli erano negativi per la destinazione nelle prime classi, a segnalare che è difficile raggiungere da giovani i ruoli professionali più ambiti — qui sono sempre positivi, anche se molto bassi, tranne quello della fascia 18-30 anni per le destinazioni borghesia e classe media impiegatizia; quello della fascia successiva (31-40 anni) a sua volta non è significativo con riferimento alla borghesia. Se per queste prime due fasce i ri-

sultati sono spiegati dal fatto che gli individui che hanno completato i cicli di studi più lunghi e hanno lavorato per 10 anni non sono ben rappresentati in esse, nel complesso si riesce appena a evidenziare un limitato effetto coorte, che indicherebbe un miglioramento molto contenuto delle probabilità di appartenere a classi diverse da quella degli agricoltori, piuttosto che a quest'ultima, almeno per i soggetti nella fascia 41-50 anni, rispetto a quelli più anziani. Il miglioramento dipende dalla riduzione delle probabilità assolute di essere agricoltore, pari, per la figura base, all'1,9% oltre i 50 anni e all'1,1% tra i 41 e i 50 anni, e dal lieve aumento di quelle di appartenere alla maggior parte delle altre classi (ma nel caso della borghesia le probabilità assolute diminuiscono un poco, calando dal 47% per gli ultracinquantenni al 42% tra 41 e 50 anni). Complessivamente, questi risultati sembrano coerenti con quelli ottenuti nel terzo paragrafo, ovvero non contraddicono l'ipotesi di un qualche aumento della mobilità assoluta ascendente rispetto alle coorti più anziane, legato anche al ridimensionamento del settore primario<sup>41</sup>. Tuttavia, si deve osservare che in questo caso le diverse probabilità associate alle coorti non sono influenzate dalle altre variabili indipendenti, e in particolare dall'ampliamento nel tempo dei livelli di istruzione (l'effetto coorte è calcolato per dato titolo di studio).

Un passo ulteriore può essere compiuto combinando la classe di origine per l'età, in modo da distinguere l'influenza della classe nelle diverse coorti (tavola 12, lato destro). L'effetto moltiplicativo risulta significativo. Andiamo subito ad analizzare i suoi coefficienti (gli altri sono del tutto simili a quelli del modello precedente), tralasciando quello dei più giovani, meno interessante per i motivi sopra esposti. L'esame è tuttavia piuttosto complesso. Per la destinazione nella borghesia, la struttura dei coefficienti dell'origine non è esattamente quella che conosciamo dai precedenti modelli, perché in qualche caso la classe media impiegatizia e la piccola borghesia urbana presentano *odds ratio* più elevati della borghesia, ma l'erro-

---

<sup>41</sup> Nel paragrafo 3 si osservava l'aumento della mobilità ascendente soprattutto fino alla coorte dei nati negli anni '50, che corrisponde approssimativamente a quella degli ultracinquantenni. Tuttavia, nelle stime di questo paragrafo, avendo aggregato gli individui con più di 50 anni in un'unica coorte, tale aumento si manifesta nel confronto tra ultracinquantenni (che comprendono i più anziani, con minore mobilità ascendente) e individui più giovani.

TAV. 12

**OPPORTUNITÀ DI APPARTENERE ALLE DIVERSE CLASSI SOCIALI  
DOPO 10 ANNI DALL'INGRESSO NEL MERCATO DEL LAVORO**

Campione: 22.429		0,1602			0,1617		
Pseudo R-quadrato McFadden:		Chi- quadro	df	Sig (p 0,05)	Chi- quadro	df	Sig (p 0,05)
Adeguatezza modello (°):		10437	44	0,000	10532,2	92	0,000
		B <sup>oo</sup>	Errore std	Exp (B)			B
<b>Borghesia</b>	Intercetta	-4,10	0,11	—			-4,10
	Uomo	1,46	0,08	4,29			1,46
	18-30 anni	-1,07	0,29	0,34			
	31-40 anni	0,08*	0,16	1,09			
	41-50 anni	0,39	0,12	1,47			
	Terziaria	3,33	0,48	27,97			3,65
	Secondaria superiore	1,85	0,13	6,33			1,94
	Secondaria inferiore	0,68	0,19	1,98			0,79
	Borghesia	4,02	0,23	55,90			2,42
	Classe media impiegatizia	3,92	0,18	50,26			3,24
	Piccola borghesia urbana	3,48	0,15	32,60			3,36
	Classe operata urbana	2,41	0,11	11,10			1,86
	18-30 * Agricoltori	-1,71*	1,03	0,18			0,50
							0,76
							0,83
							0,83
							0,50
							4,87
							3,48
							3,35
							0,61
							0,35
							0,33

(segue)







segue TAV. 12

**OPPORTUNITÀ DI APPARTENERE ALLE DIVERSE CLASSI SOCIALI  
DOPO 10 ANNI DALL'INGRESSO NEL MERCATO DEL LAVORO**

Classe del padre (agricoltori)	Borghesia Classe media impiegatizia Piccola borghesia urbana Classe operata urbana	2,14 2,46 3,52 2,14	0,23 0,17 0,13 0,08	8,50 11,67 33,94 8,52	Classe del padre (oltre 50 anni * agricoltori)	18-30 * Borghesia 18-30 *C.m. impieg. 18-30 Picc. Bor. Urb. 18-30 * C. oper. urb. 18-30 * Agricoltori 31-40 * Borghesia 31-40 *C.m. impieg. 31-40 Picc. Bor. Urb. 31-40 * C. oper. urb. 31-40 * Agricoltori 41-50 * Borghesia 41-50 *C.m. impieg. 41-50 Picc. Bor. Urb. 41-50 * C. oper. urb. 41-50 * Agricoltori oltre 50 * Borghesia oltre 50 *C.m. impieg. oltre 50 Picc. Bor. Urb. oltre 50 * C. oper. urb.	2,33 2,59 4,76 2,54 0,14* 3,70 2,65 3,97 2,57 0,64 1,94 2,63 4,21 2,47 0,55 1,74 2,74 3,46 2,23	0,67 0,80 0,73 0,36 0,32 0,61 0,34 0,29 0,20 0,19 0,46 0,38 0,37 0,17 11,85 1,73 0,34 0,26 0,16 0,11	10,28 13,30 116,49 12,70 1,15 40,52 14,20 52,78 13,02 1,89 6,97 13,84 67,14 11,85 1,73 5,67 15,42 31,68 9,26
<b>Classe operata urbana</b>	Intercetta	-0,44	0,04	—		-0,44	0,04	—	
Genere (donna)	Uomo	0,55	0,05	1,74		0,55	0,05	1,73	
Età (oltre 50 anni)	18-30 anni 31-40 anni 41-50 anni	0,77 0,59 0,72	0,19 0,14 0,08	2,15 1,80 2,06					
Istruzione (elementare o nessun titolo)	Terziaria Secondaria superiore Secondaria inferiore	0,31* 0,35 0,11*	0,50 0,10 0,14	1,37 1,41 1,12		0,61* 0,37 0,15*	0,51 0,11 0,14	1,84 1,45 1,16	

(segue)

segue Tav. 12

**OPPORTUNITÀ DI APPARTENERE ALLE DIVERSE CLASSI SOCIALI  
DOPO 10 ANNI DALL'INGRESSO NEL MERCATO DEL LAVORO**

Classe del padre (agricoltori)	Borghesia	1,01	0,22	2,75	Classe del padre (oltre 50 anni * agricoltori)	18-30 * Borghesia	1,94	0,63	6,97
	Classe media impiegatizia	1,95	0,16	7,02		18-30 *C.m. impieg.	3,33	0,73	27,95
	Piccola borghesia urbana	1,86	0,12	6,42		18-30 Picc. Bor. Urb.	3,54	0,73	34,38
	Classe operaia urbana	2,34	0,07	10,35		18-30 * C. oper. urb.	3,42	0,33	30,70
						18-30 * Agricoltori	0,37	0,23	1,44
						31-40 * Borghesia	2,10	0,62	8,16
						31-40 *C.m. impieg.	2,19	0,32	8,96
						31-40 Picc. Bor. Urb.	2,31	0,29	10,10
						31-40 * C. oper. urb.	2,76	0,18	15,81
						31-40 * Agricoltori	0,58*	0,15	1,79
						41-50 * Borghesia	0,93	0,45	2,53
						41-50 *C.m. impieg.	2,00	0,36	7,41
						41-50 Picc. Bor. Urb.	2,82	0,37	16,81
						41-50 * C. oper. urb.	2,73	0,15	15,37
						41-50 * Agricoltori	0,78	0,09	2,17
						oltre 50 * Borghesia	1,04	0,31	2,83
						oltre 50 *C.m. impieg.	2,19	0,24	8,96
						oltre 50 Picc. Bor. Urb.	1,73	0,15	5,65
						oltre 50 * C. oper. urb.	2,45	0,09	11,55

classe di riferimento: agricoltori

(<sup>o</sup>) Il *test* sull'adeguamento del modello è dato dalla differenza tra le -2 log verosimiglianze del modello finale e di quello che comprende solo l'intercetta. Se il livello di significatività osservato è piccolo, si può rifiutare l'ipotesi nulla che tutti i coefficienti siano 0.

(<sup>oo</sup>) I coefficienti B delle variabili esplicative rappresentano il logaritmo degli *odds ratio* corrispondenti, Exp(B), ovvero del rapporto tra le probabilità di essere parte della classe di volta in volta considerata, indicata a sinistra in grassetto, e quelle di appartenere alla classe di agricoltori.

\* indica che il coefficiente non risulta significativo al livello dello 0,5% secondo il *test* Wald.

re *standard* mostra che le differenze non sono significative. Restano in ogni caso distanziate la classe operaia urbana e quella degli agricoltori. Con riferimento alle altre destinazioni, i coefficienti in genere sono maggiori quando queste sono uguali alle origini, ma spesso si equivalgono a quelli delle classi contigue. Concentrandoci sulle due coorti più anziane (quella tra 31 e 40 anni, come si è visto, non è molto rappresentativa) si osserva che i coefficienti relativi alle medesime classi di origine si differenziano poco, in molti casi in misura non significativa. Si può soltanto segnalare il lieve aumento, tra 41 e 50 anni, delle *chances* dei figli di agricoltori di passare ad altre classi sociali (a parte la borghesia) e di coloro che originano dalla piccola borghesia urbana di appartenere a classi diverse dagli agricoltori. Questo dipende dal fatto che la probabilità di essere agricoltori se figli di agricoltori cade dal 21% al 12% nel passare dagli ultracinquantenni alla coorte più giovane, e anche quella di essere agricoltori se originari della piccola borghesia urbana cala lievemente. Questi risultati offrono una conferma molto debole dell'aumento della fluidità complessiva e del miglioramento della posizione relativa dei figli degli agricoltori. Non emerge qui, invece, la diminuzione della rigidità nei meccanismi di riproduzione di classe della borghesia, che si evidenziava nel confronto tra le due tavole di mobilità.

Il modello a due stadi presentato, e le sue variazioni, dovrebbero averci portato ad una specificazione corretta della struttura delle relazioni tra le variabili. Tuttavia, proviamo a realizzare un passo ulteriore, consapevoli che l'istruzione dipende dall'influenza della famiglia, sopra verificata in termini di titolo di studio dei genitori, e dalle capacità personali, che possono consentire di andare oltre, rispetto al livello di istruzione atteso in base alle caratteristiche familiari, o al contrario di restare indietro<sup>42</sup>.

---

<sup>42</sup> Spesso si fa riferimento a questo proposito anche alla trasmissione del patrimonio genetico dai genitori ai figli. Ai nostri fini, non ci sembra rilevante indagare se l'influenza della famiglia passi anche, o principalmente, attraverso questo meccanismo, oltre che attraverso gli elementi socio-culturali, e/o se sia corretto fare riferimento alle doti genetiche, piuttosto che allo sforzo personale e all'impegno nello studio e nel lavoro, come determinante delle capacità personali. È sufficiente ai nostri fini distinguere l'influenza della famiglia, comunque determinata, dalle capacità personali, comunque ottenute.

Sono proprio queste capacità e l'impegno personali, indipendenti dal patrimonio familiare, che interessa soprattutto isolare per distinguere poi da esse l'influenza della famiglia di origine. Un modo semplice, anche se un po' grossolano, per operare è allora quello di costruire una variabile le cui categorie sono date da tre diversi casi, corrispondenti rispettivamente ad un titolo di studio superiore, inferiore o uguale a quello atteso, date le caratteristiche familiari (istruzione dei genitori). Inserita questa variabile nel nostro modello base, al posto dell'istruzione stimata, perdiamo le informazioni sui titoli di studio, ma introduciamo un fattore che esprime le doti personali come elemento che può consentire di raggiungere traguardi di istruzione diversi da quelli implicati dal tipo di famiglia di origine. Questo fattore è sicuramente ortogonale rispetto alla classe del padre; quest'ultima nel nuovo modello (tavola 13) sintetizza tutti i fattori di trasmissione socio-culturale. Osserviamo che tutte le variabili sono significative. I coefficienti dell'età hanno un andamento diverso dagli altri modelli visti finora, dove indicavano un effetto considerato a parità di livello di istruzione. In questa regressione, in cui l'istruzione non compare, la diffusione nel tempo di titoli di studio più elevati consente un aumento del rapporto tra la probabilità di essere borghese, o impiegato, e quella di essere agricoltore, per coloro che hanno fino a 50 anni rispetto agli ultracinquantenni (a parte naturalmente la fascia 18-31, per i motivi ampiamente spiegati sopra). Si osserva però che i soggetti tra 41 e 50 anni sono quelli più avvantaggiati, mentre, per la fascia immediatamente più giovane — la cui permanenza sul mercato del lavoro è limitata —, i coefficienti dell'età si ridimensionano. In termini di probabilità assolute, quelle di essere borghese della figura base, con doti pari a quelle stimate, è pari al 52%, contro il 42% se ultracinquantenne e il 40% se tra 31 e 40 anni. Quelle di appartenere alla classe media impiegatizia si eguagliano rispettivamente al 31%, al 22% e al 33%, e quelle di essere agricoltore all'1%, al 3% e al 2%.

La variabile relativa alle doti personali si comporta come atteso: i più dotati hanno un coefficiente con il segno positivo, più elevato per la destinazione nella borghesia e progressivamente in riduzione nel passare man mano alle altre classi, mentre i meno

TAV. 13

**OPPORTUNITÀ DI APPARTENERE ALLE DIVERSE  
CLASSI SOCIALI DEGLI OCCUPATI**

Campione: 19.540 casi

Pseudo R-quadrato McFadden: 0,16

Adeguamento modello (°):		Chi-quadro 9085,01	df 40	Sig (p 0,05) 0,000
		B°	Errore std	Exp (B)
<b>Borghesia</b>	Intercetta	-2,46	0,13	—
Genere (donna)	Uomo	0,25	0,09	1,28
Età (oltre 50 anni)	18-30 anni	-0,76	0,14	0,47
	31-40 anni	0,44	0,11	1,55
	41-50 anni	1,29	0,12	3,65
Doti personali (neutrali)	Istruzione>istruzione <sup>l</sup>	1,93	0,11	6,90
	Istruzione<istruzione <sup>l</sup>	-1,63	0,12	0,20
Classe del padre (agricoltori)	Borghesia	4,84	0,22	126,22
	Classe media impiegatizia	4,64	0,22	103,73
	Piccola borghesia urbana	3,37	0,16	29,22
	Classe operaia urbana	2,60	0,12	13,40
<b>Classe media impiegatizia</b>	Intercetta	-0,32	0,10	—
Genere (donna)	Uomo	-0,90	0,07	0,41
Età (oltre 50 anni)	18-30 anni	0,37	0,12	1,44
	31-40 anni	0,90	0,10	2,45
	41-50 anni	1,43	0,10	4,17
Doti personali (neutrali)	Istruzione>istruzione <sup>l</sup>	1,23	0,10	3,42
	Istruzione<istruzione <sup>l</sup>	-1,24	0,09	0,29
Classe del padre (agricoltori)	Borghesia	3,19	0,20	24,22
	Classe media impiegatizia	4,26	0,20	70,91
	Piccola borghesia urbana	2,93	0,15	18,80
	Classe operaia urbana	2,64	0,09	14,07
<b>Piccola borghesia urbana</b>	Intercetta	-0,32	0,10	—
Genere (donna)	Uomo	0,09*	0,08	1,10
Età (oltre 50 anni)	18-30 anni	-0,56	0,12	0,57
	31-40 anni	0,05*	0,10	1,05
	41-50 anni	0,22	0,10	1,25
Doti personali (neutrali)	Istruzione>istruzione <sup>l</sup>	0,58	0,10	1,79
	Istruzione<istruzione <sup>l</sup>	-0,20	0,09	0,82

(segue)

segue TAV. 13

OPPORTUNITÀ DI APPARTENERE ALLE DIVERSE  
CLASSI SOCIALI DEGLI OCCUPATI

Classe del padre (agricoltori)	Borghesia	2,37	0,21	10,72
	Classe media impiegatizia	2,82	0,21	16,81
	Piccola borghesia urbana	3,26	0,15	26,06
	Classe operaia urbana	2,10	0,10	8,14
<b>Classe operaia urbana</b>	Intercetta	-0,29	0,09	—
Genere (donna)	Uomo	0,29	0,07	1,33
Età (oltre 50 anni)	18-30 anni	0,99	0,11	2,70
	31-40 anni	0,65	0,10	1,92
	41-50 anni	0,60	0,10	1,83
Doti personali (neutrali)	Istruzione>istruzione'	0,29	0,10	1,33
	Istruzione<istruzione'	0,15*	0,08	1,17
Classe del padre (agricoltori)	Borghesia	0,96	0,21	2,60
	Classe media impiegatizia	2,27	0,20	9,65
	Piccola borghesia urbana	1,64	0,15	5,13
	Classe operaia urbana	2,22	0,09	9,21

classe di riferimento: agricoltori  
istruzione' è l'istruzione stimata

(°) Il *test* sull'adeguamento del modello è dato dalla differenza tra le  $-2$  log verosimiglianze del modello finale e di quello che comprende solo l'intercetta. Se il livello di significatività osservato è piccolo, si può rifiutare l'ipotesi nulla che tutti i coefficienti siano 0.

(°°) I coefficienti B delle variabili esplicative rappresentano il logaritmo degli *odds ratio* corrispondenti,  $\text{Exp}(B)$ , ovvero del rapporto tra le probabilità di essere parte della classe di volta in volta considerata, indicata a sinistra in grassetto, e quelle di appartenere alla classe degli agricoltori.

\* indica che il coefficiente non risulta significativo al livello dello 0,5% secondo il *test* Wald.

dotati hanno coefficienti con il segno negativo per la destinazione nella borghesia, nella classe media impiegatizia e nella piccola borghesia urbana, e per la classe operaia il coefficiente non è significativo. In termini di probabilità assolute, quella di essere borghese, rispetto alla figura base con doti uguali a quelle stimate (52%, come si è visto sopra) aumenta fino al 73% se il soggetto è particolarmente dotato, cioè se il livello di istruzione raggiunto è superiore a quello stimato, cala al 29% nel caso contra-



rio. La classe, rispetto al modello base sopra presentato, ha un'influenza maggiore sulla variabilità: ciò dipende, come si è visto, dal fatto che, questa volta, i coefficienti non sono stimati a parità di livello di istruzione (ma solamente a parità di capacità personali). I coefficienti sono più elevati rispetto a quelli del modello base, e mostrano l'andamento già ampiamente descritto, con quello della classe di origine uguale alla destinazione più elevato degli altri (tranne che per i figli di operai, che tuttavia hanno un coefficiente di destinazione nella classe operaia appena al di sotto di quello della classe media impiegatizia). La probabilità di essere borghese della figura tipo, con doti «neutrali», oscilla molto ampiamente, tra il 52% già indicato sopra per i figli di borghesi al 7% se figli di agricoltori (ricordiamo che nel modello base il range di variazione era compreso tra il 45% e l'11%).

In conclusione di questa analisi attraverso stime logit multinomiali possiamo ribadire che la mobilità sociale è limitata, in quanto la famiglia di origine esercita un forte condizionamento sulle *chances* offerte agli individui. L'istruzione è il principale alleato della mobilità, ma anche le opportunità di ottenere i titoli di studio più elevati sono fortemente determinate dall'influenza familiare (sia del padre, sia della madre). Tuttavia, chi riesce a raggiungere traguardi più ambiziosi, nel campo dell'istruzione, di quanto ci si sarebbe potuti attendere in base alle origini, ha elevate possibilità di migliorare la propria condizione rispetto a quella di partenza (e viceversa). L'analisi per coorti non contraddice quella dei primi paragrafi, individuando un lieve aumento delle probabilità di appartenere a classi diverse da quella degli agricoltori per i minori di 50 anni rispetto agli ultracinquantenni ed evidenziando un qualche incremento della mobilità relativa degli agricoltori.

## **6. - Conclusioni e qualche suggerimento di *policy***

Sulla base dei risultati empirici di questo lavoro, si conferma che, come già segnalato da altri studi sull'Italia e da comparazioni internazionali, le opportunità offerte agli italiani di accedere alle diverse classi sociali non sono affatto omogenee. L'importanza

del *background* familiare nel determinare la posizione sociale è molto rilevante, anche se l'istruzione può rappresentare uno strumento per liberarsi dalla forza di attrazione esercitata dall'estrazione originaria. Le probabilità di successo e di avanzamento negli studi, d'altronde, sono fortemente influenzate dal livello di istruzione dei genitori, e questo trasforma in una certa misura la stessa acquisizione di titoli di studio in un fattore che può rafforzare la rigidità dei meccanismi di riproduzione sociale.

Quanto alla dinamica della mobilità intergenerazionale nel tempo, l'incremento di quella assoluta che risulta dal confronto tra il campione ISTAT del 1998 e quello di Cobalti e Schizzerotto del 1985 non può essere considerato significativo, ma l'analisi per coorte evidenzia un trend crescente nel passare a generazioni via via più giovani, che si stabilizza con la coorte dei nati tra il 1951 e il 1960, a causa di un cambiamento di tendenza che riguarda gli uomini (ma non le donne). La crescita della mobilità assoluta è dovuta soprattutto all'incremento di quella ascendente, che peraltro continua ad aumentare anche nella coorte più giovane (mentre secondo Pisati e Schizzerotto, 2004, anche la mobilità ascendente avrebbe cominciato a diminuire tra gli uomini). I cambiamenti della struttura del mercato del lavoro che hanno provocato questi andamenti sono stati, negli anni più lontani, l'abbandono delle campagne (evidenziato nella tavola di mobilità assoluta dal confronto tra la distribuzione nelle classi dei padri e dei figli), e, in seguito, la fase della terziarizzazione, anticipata dall'espansione del settore pubblico, che ha ridimensionato i ranghi della classe operaia e ne ha aumentata la mobilità assoluta, consentendo anche alla piccola borghesia di accrescere la mobilità ascendente. Quanto alla fluidità sociale, il miglioramento complessivo che risulta dal confronto con Cobalti e Schizzerotto (1994) va considerato con molta cautela, per l'incertezza delle stime, ma conferma i risultati di Pisati e Schizzerotto (2004). Si osserva comunque con una certa evidenza un aumento della mobilità relativa delle classi estreme, la borghesia e soprattutto la classe operaia agricola, e in qualche misura degli impiegati.

Per intervenire sulle condizioni di fluidità sociale bisogna individuare innanzitutto i meccanismi che le influenzano. Si è visto che l'istruzione è indubbiamente un importante canale di mobilità

intergenerazionale, come mostrano peraltro tutti gli studi compiuti nelle società occidentali contemporanee. Tuttavia, se è vero che oggi il successo nello studio è premiato da una maggiore mobilità ascendente, è anche vero che, a parità di titolo di studio, l'origine familiare fa variare le probabilità di appartenere alle diverse classi. Questo perchè, a nostro avviso, il livello di mobilità sociale non dipende soltanto dal sistema scolastico e universitario<sup>43</sup>.

In effetti, le rigidità sociali possono derivare da meccanismi di ingresso e di carriera nel mercato del lavoro legati non soltanto ai livelli di istruzione e formazione e alle capacità individuali, ma anche alla diversa influenza esercitata dalle famiglie e ai mezzi di produzione a disposizione delle stesse. Pensiamo al peso delle conoscenze dei genitori, della familiarità con certi ambienti, delle pressioni che taluni riescono ad esercitare su determinate imprese o uffici, e pensiamo alla tendenza a tramandare di padre in figlio l'impresa o lo studio professionale avviato, oppure l'attività commerciale, o alle diverse possibilità di investire un capitale per intraprendere una nuova iniziativa, e anche di avere accesso al credito. In sostanza, in un mondo ideale dal punto di vista della parità delle opportunità, in primo luogo il sistema di istruzione dovrebbe essere in grado di promuovere le capacità e lo sforzo individuali, livellando (verso l'alto) i punti di partenza e in questo modo limitando l'influenza delle caratteristiche familiari sui risultati scolastici. In secondo luogo, tuttavia, bisognerebbe anche che i meccanismi di assunzione, di avvio al lavoro, di progresso nella carriera fossero veramente basati sull'istruzione, sulla formazione e sulle capacità e l'impegno individuali, e non sugli altri aspetti sopra descritti.

Non vi è certo qui lo spazio per affrontare tutti questi nodi. Intendiamo solamente avanzare qualche considerazione intorno a possibili interventi nel campo dell'istruzione, e anche a questo proposito non vogliamo discutere le grandi proposte di riforma radicale del sistema realizzate di recente o quelle dibattute in questi

---

<sup>43</sup> Si veda anche, a tal proposito, FRANZINI M. - SUPINO S. (2005) e ESPING-ANDERSEN G. - MESTRES J. (2003). In questo non condividiamo del tutto la posizione di CHECCHI D. - ICHINO A. - RUSTICHINI A. (1997); CHECCHI D. - ICHINO A. - RUSTICHINI A. (1999).

anni, argomento che richiederebbe molto più di un cenno in conclusione, e che è opportuno rinviare ad altri approfondimenti. Ci limitiamo dunque ad indicare alcuni interventi limitati, ma a nostro avviso importanti, che comunque potrebbero avere un impatto positivo in termini di uguaglianza di opportunità, e che potrebbero essere realizzati rapidamente.

In primo luogo si deve osservare che in una società con poca mobilità l'investimento in capitale umano non è sempre redditizio per le classi meno fortunate. Ciò potrebbe spiegare perché in Italia i tassi di partecipazione al sistema scolastico siano limitati, malgrado i rendimenti medi non inconsistenti<sup>44</sup>. Per compensare i maggiori rischi di insuccesso negli studi e di collocazione nel mercato del lavoro ad un livello inadeguato rispetto al titolo di studio che le classi subalterne probabilmente affrontano, si dovrebbe dunque ampliare il ricorso a borse e aiuti per gli studenti capaci e meritevoli, anche se privi di mezzi, già a partire dalla fine del periodo dell'obbligo.

Una maggiore selettività sul merito potrebbe aiutare a rendere la scuola più efficace nella promozione sociale e intrinsecamente più equa, solo a patto che si riuscisse a indebolire la relazione tra estrazione sociale e rendimento scolastico, oggi, come in passato, ritenuta alta (Checchi e Zollino, 2001; Checchi, 2003; Padoa Schioppa, 1974). Per raggiungere tale obiettivo, è necessario aumentare e intensificare l'offerta scolastica. L'Italia, per numero medio di anni di frequenza del sistema di istruzione (misurata sulla popolazione adulta), nel 2002 era uno degli ultimi paesi nella graduatoria elaborata dall'OCSE, superando solo Turchia, Messico e Portogallo (OCSE, 2005). Riteniamo che si debba intervenire già nei primi anni di vita, superando la deprecabile arretratezza italiana rispetto alla fornitura di asili nido e scuole ma-

---

<sup>44</sup> Si veda ad esempio ISAE (2002). Altri studi rilevano rendimenti dell'istruzione relativamente bassi in Italia in prospettiva comparata con altri paesi sviluppati, ma non in assoluto (ad esempio OCSE, 1998). Un recentissimo lavoro (CICCONE A. - CINGANO F. - CIPOLLONE P., 2006), peraltro, osserva che il rendimento privato risulta più alto quando è calcolato includendo gli effetti della riduzione dei periodi di disoccupazione, oltre che dell'aumento dei salari; inoltre, dal confronto tra il rendimento privato dell'istruzione e quello degli investimenti finanziari, emerge che il primo è adeguato.

terne a tempo pieno (ISAE, 2001), che notoriamente ha conseguenze fortemente negative anche dal punto di vista della partecipazione delle madri al mercato del lavoro e della natalità. In secondo luogo, si deve allungare la permanenza nella scuola dell'obbligo, sia in termini di anni non facoltativi, sia di orario settimanale e annuale disponibile; la scuola dovrebbe diventare un servizio a tempo pieno, per chi lo desidera o ne ha bisogno, esattamente come un ospedale. In quest'ottica, anche un intervento capace di migliorare il livello educativo-culturale dei genitori sarebbe realizzabile (Checchi, 2003), non essendovi dubbio che esso sia auspicabile, poiché il grado medio di istruzione del Bel Paese è molto modesto rispetto a quello dei nostri partners in Europa e nel mondo sviluppato, con gravi implicazioni sull'efficienza e sull'equità italiane.

## APPENDICE

TAV. 1

## MOBILITÀ ASSOLUTA DEGLI OCCUPATI DI 18 ANNI E PIÙ (\*)

1998	Classe del padre	Classe attuale						Distribuzione della classe di origine
		Borghesia	Classe media impiegatizia	Piccola borghesia urbana	Piccola borghesia agricola	Classe operaia urbana	Classe operaia agricola	
	Borghesia	37,8	37,1	13,4	1,3	9,8	0,6	8,2
	Classe media impiegatizia	17,0	54,6	11,1	0,3	16,6	0,4	16,7
	Piccola borghesia urbana	11,6	33,6	33,8	1,0	19,3	0,7	15,9
	Piccola borghesia agricola	6,6	22,8	17,9	21,5	27,6	3,7	10,0
	Classe operaia urbana	7,3	32,7	14,2	0,6	43,9	1,3	39,6
	Classe operaia agricola	5,1	18,7	17,1	5,1	43,3	10,7	9,5
	Totale	11,8	34,5	17,4	3,2	30,9	2,1	100
2003		Classe attuale						
	Classe del padre	Borghesia	Classe media impiegatizia	Piccola borghesia urbana	Piccola borghesia agricola	Classe operaia urbana	Classe operaia agricola	Distribuzione della classe di origine
	Borghesia	34,0	34,0	16,7	0,8	14,0	0,4	10,0
	Classe media impiegatizia	17,9	49,4	13,1	0,7	18,4	0,4	16,9
	Piccola borghesia urbana	12,1	31,0	30,4	1,0	24,4	1,1	18,5
	Piccola borghesia agricola	8,1	23,6	20,3	15,5	29,6	3,0	9,1
	Classe operaia urbana	7,3	30,1	16,6	0,6	44,4	1,0	38,1
	Classe operaia agricola	4,7	16,6	19,8	2,6	46,2	10,1	7,4
	Totale	12,5	32,3	19,2	2,2	32,1	1,7	1000

Fonte: nostre elaborazioni su dati ISTAT (2000) (in alto) e ISTAT (2006) (in basso).

(\*) Nella tavola si riporta la distribuzione degli occupati per classe occupazionale attuale (colonne) e classe occupazionale del padre (righe) quando l'intervistato aveva 14 anni, con i dati ISTAT riferiti al 1998 (in alto) e con quelli riferiti al 2003 (in basso).

TAV. 2

## INDICI DI MOBILITÀ RELATIVA DEGLI OCCUPATI DI 18 ANNI E PIÙ (\*)

1998	Classe attuale					
	Borghesia	Classe media impiegatizia	Piccola borghesia urbana	Piccola borghesia agricola	Classe operaia urbana	Classe operaia agricola
Borghesia	1,87	0,41	-0,06	0,06	-1,05	-1,24
Classe media impiegatizia	1,28	1,49	0,08	-2,01	0,18	-1,02
Piccola borghesia urbana	0,24	0,24	1,13	-0,65	-0,14	-0,68
Piccola borghesia agricola	-1,43	-1,13	-0,59	2,91	-0,44	0,69
Classe operaia urbana	-0,33	0,32	0,01	-1,23	1,15	0,08
Classe operaia agricola	-1,63	-1,32	-0,57	0,93	0,30	2,30
2003	Classe attuale					
Classe del padre	Borghesia	Classe media impiegatizia	Piccola borghesia urbana	Piccola borghesia agricola	Classe operaia urbana	Classe operaia agricola
Borghesia	1,91	0,55	-0,15	0,62	-0,62	-1,37
Classe media impiegatizia	1,22	1,21	-0,07	-0,73	0,10	-1,41
Piccola borghesia urbana	0,14	0,12	0,72	-0,63	-0,11	-0,23
Piccola borghesia agricola	-1,15	-0,97	-0,56	2,66	-0,53	0,55
Classe operaia urbana	-0,35	0,32	0,10	-0,98	1,00	-0,09
Classe operaia agricola	-1,67	-1,22	-0,34	0,32	0,36	2,54

Fonte: nostre elaborazioni su dati ISTAT (2000) (in alto) e ISTAT (2006) (in basso).

(\*) La tavola consente di confrontare le *chances* di raggiungere una determinata classe, piuttosto che un'altra, godute da soggetti occupati di estrazione sociale diversa (estrazione che coincide con la classe del padre quando l'intervistato aveva 14 anni). Più specificamente, le due tavole mostrano il logaritmo naturale degli *odds ratio* generalizzati, che indicano per ogni casella il vantaggio (svantaggio) medio della classe di origine rispetto a tutte le altre origini, ai fini del raggiungimento della classe di destinazione corrispondente. Quando l'indice è uguale a zero, si verifica un equilibrio delle opportunità di mobilità intergenerazionale; quando è positivo, si evidenzia un vantaggio concorrenziale e, quando è negativo, uno svantaggio.

## BIBLIOGRAFIA

- BALLARINO G. - CHECCHI D., *Sistema scolastico e disuguaglianza sociale*, Bologna, Il Mulino, 2006.
- BECKER G., *Human Capital*, New York, Columbia University Press, 1964.
- BÉNABOU R., «Unequal Societies: Income Distribution and the Social Contract», *The American Economic Review*, vol. 90, n. 1, marzo, 2000.
- BJÖRKLUND A. - JÄNTTI M., «Intergenerational Mobility of Socio-Economic Status in Comparative Perspective», *Nordic Journal of Political Economy*, vol. 26, n. 1, 2000.
- BREEN R. (a cura di), *Social Mobility in Europe*, New York, Oxford University Press, 2004.
- — —, «The Comparative Study of Social Mobility», in BREEN R. (a cura di), *Social Mobility in Europe*, New York, Oxford University Press, 2004.
- BREEN R. - LUIJKX R., «Social Mobility in Europe Between 1970 and 2000», in BREEN R. (a cura di), *Social Mobility in Europe*, New York, Oxford University Press, 2004.
- — — — —, «Conclusions», in BREEN R. (a cura di), *Social Mobility in Europe*, New York, Oxford University Press, 2004.
- CHECCHI D., «The Italian Educational System: Family Background and Social Stratification», *ISAE, Report on Monitoring Italy*, Roma, 2003.
- CHECCHI D. - ICHINO A. - RUSTICHINI A., «Immobili perché uguali? Mobilità occupazionale e scolastica tra generazioni in Italia e negli Stati Uniti», in GALLI G.P. (a cura di), *La mobilità della società italiana*, Roma, SIPI, 1996.
- — — — —, «Scuola e mobilità sociale: un'analisi comparata», in ROSSI N. (a cura di), *L'istruzione in Italia: solo un pezzo di carta?*, Bologna, Il Mulino, 1997.
- — — — —, «More Equal but Less Mobile? Education Financing and Intergenerational Mobility in Italy and the U.S.», *Journal of Public Economics*, December, vol. 70, n. 3, 1999.
- CHECCHI D. - ZOLLINO F., «Sistema scolastico e selezione sociale in Italia», *Rivista di Politica Economica*, XCI, III, luglio-agosto 2001.
- CICCONE A. - CINGANO F. - CIPOLLONE P., «The Private and the Social Return to Schooling in Italy», *Temi di discussione del Servizio Studi*, Banca d'Italia, n. 569, gennaio 2006.
- COBALTI A. - SCHIZZEROTTO A., *La mobilità sociale in Italia*, Bologna, Il Mulino, 1994.
- ERIKSON R. - GOLDTHORPE J.H., *The Constant Flux: A Study of Class Mobility in Industrial Societies*, Oxford, Clarendon Press, 1992.
- ESPING-ANDERSEN G. - MESTRES J., «Ineguaglianza delle opportunità ed eredità sociale», *Stato e Mercato*, vol. 67, n. 1, 2003.
- FABBRIO F. - ROSSI N., «Caste, non classi», in ROSSI N. (a cura di), *L'istruzione in Italia: solo un pezzo di carta?*, Bologna, Il Mulino, 1997.
- FRANZINI M. - SUPINO S., «Disuguaglianza e redistribuzione dei redditi nei paesi occidentali», in PIZZUTI F.R. (a cura di), *Rapporto sullo stato sociale. Anno 2005*, Novara, UTET Libreria, Istituto Geografico De Agostini, 2005.
- GOLDTHORPE J.H., «Rent, Class Conflict and Class Structure: A Commentary on Sørensen», *Symposium on Class Analysis, American Journal of Sociology*, vol. 105, n. 6, maggio 2000.



- ISAE, «Priorità nazionali: intenzioni e risultati della regolamentazione», *Rapporto trimestrale*, aprile 2001.
- —, «Finanza pubblica e redistribuzione», *Rapporto trimestrale*, ottobre.
- ISTAT, *La mobilità sociale. Indagine multiscopo sulle famiglie «Famiglia, soggetti sociali e condizioni dell'infanzia»*, anno 1998, a cura di FREGUYA C. - ROMANO M.C., Roma, ISTAT, 2000.
- —, *Rapporto annuale 2005*, 2006.
- LOURY G.C., «Intergenerational Transfers and the Distribution of Earnings», in *Econometrica*, vol. 49, n. 4, luglio 1981.
- OCSE, *Human Capital Investment, An International Comparison*, Parigi, 1998.
- —, *Education at A Glance*, Parigi, 2005.
- PADOA SCHIOPPA F., *Scuola e classi sociali in Italia*, Bologna, Il Mulino, 1974.
- PIKETTY T., «Social Mobility and Redistributive Politics», in *The Quarterly Journal of Economics*, vol. CX, agosto 1995.
- —, «Theories of Persistent Inequality and Intergenerational Mobility», in ATKINSON A.B. - BOURGUIGNON F. (a cura di), *Handbook of Income Distribution*, North-Holland, Amsterdam, 1998.
- PISATI M., *La mobilità sociale*, Bologna, Il Mulino, 2000.
- PISATI M. - SCHIZZEROTTO A., «The Italian Mobility Regime: 1985-97», in BREEN R. (a cura di), *Social Mobility in Europe*, New York, Oxford University Press, 2004.
- PIZZUTI F.R. (a cura di), *Rapporto sullo stato sociale. Anno 2005*, Novara, UTET Libreria, Istituto Geografico De Agostini, 2005.
- RUESCHEMEYER D. - MAHONEY J., «A Neo-Utilitarian Theory of Class?», Symposium on Class Analysis, *American Journal of Sociology*, vol. 105, n. 6, 2000.
- SØRENSEN A.B., «Toward a Sounder Basis for Class Analysis», Symposium on Class Analysis, *American Journal of Sociology*, vol. 105, n. 6, 2000.
- WRIGHT E.O., «Class, Exploitation, and Economic Rents: Reflections on Sørensen», Symposium on Class Analysis, *American Journal of Sociology*, vol. 105, n. 6, 2000.

