

SCELTE DI USCITA DALLA FAMIGLIA E DISUGUAGLIANZE NELLE OPPORTUNITÀ

di Filippo Belloc

In Italia i giovani lasciano la famiglia d'origine più tardi che negli altri paesi europei. L'obiettivo di questo articolo è individuare le variabili rilevanti nella scelta di uscita dalla famiglia di origine e verificare se le opportunità di uscita siano distribuite omogeneamente tra tutti gli individui, con particolare riguardo alla condizione professionale di figlio e capofamiglia. I dati utilizzati sono ottenuti dalla Survey of Household Income and Wealth (SHIW) della Banca d'Italia. L'analisi empirica è svolta attraverso stime *cross-section probit* e *panel probit* e attraverso un'analisi multifattoriale. Il risultato principale che viene raggiunto è l'individuazione del ruolo cruciale giocato dalle risorse economiche, in special modo dai redditi. Poiché in Italia la loro distribuzione è fortemente condizionata dallo *status* professionale, nel mercato del lavoro si genera un dualismo che si ripercuote sulle opportunità di uscita dalla famiglia d'origine.

In Italy young people leave their parental household later than in the other European countries. The aim of this paper is to identify the main determinants of leaving home decisions, and to investigate how leaving home opportunities differ among individuals, considering the professional status of sons and breadwinners. In order to pursue this goal, we use data from the Survey of Household Income and Wealth (SHIW) by the Bank of Italy. The empirical study is performed by *cross-section probit* and *panel probit* estimation and factor analysis. Our findings unveil the crucial role played by the economic resources available to the individual and, in particular, by income. As a consequence, the labour market segmentation in terms of professional status, which strongly influences income distribution in Italy, also affects leaving home opportunities.

1. INTRODUZIONE: LA LUNGA PERMANENZA NELLA FAMIGLIA D'ORIGINE

L'Italia è il paese europeo che registra il più alto tasso di coresidenza tra genitori e figli. Dati EUROSTAT (2007) mostrano che in Italia risiedono nella famiglia d'origine ancora il 56% dei giovani tra i 25 e i 29 anni di età e il 26% di quelli tra i 30 e i 34 anni; negli altri paesi europei, invece, la media è del 28% nel primo caso e del 12% nel secondo. Ma i giovani italiani non sono esposti tutti allo stesso modo al rischio di una prolungata permanenza in famiglia. Per alcuni gruppi della popolazione il ritardo relativo nell'uscita dalla famiglia è netto: è questo il caso dei giovani del Mezzogiorno rispetto a quelli del Nord, dei giovani dei piccoli comuni rispetto a quelli dei grandi e, mediamente, dei giovani maschi rispetto alle femmine (ISTAT, 2006). Tuttavia accanto a tali dinamiche potrebbero esisterne altre più complesse e meno evidenti.

La questione è tutt'altro che irrilevante. La lunga convivenza tra genitori e figli ha implicazioni economiche sotto almeno due aspetti. Da una parte essa potrebbe esercitare

un'azione sul *taste for work*. Alcuni (Cain, 1976) sostengono il carattere endogeno delle inclinazioni al lavoro, collegabili alla posizione acquisita dai singoli soggetti all'interno dell'ambiente sociale. La convivenza con i propri genitori, così come la dipendenza economica da essi a prescindere dallo stato residenziale, potrebbe allora influenzare negativamente le abitudini e gli atteggiamenti dei giovani, alimentando sfiducia e disimpegno nel mercato del lavoro secondo un circolo vizioso. Dall'altra, le implicazioni riguardano la mobilità sociale. Le interazioni tra gli individui, attraverso l'operare di effetti di *spillover*, consentono la trasmissione di conoscenze. Se la permanenza in famiglia limita la possibilità di attingere a tali benefici, l'avanzamento nella società rischia di farsi più difficile e lo *status quo* persistente. Vi sono, infine, delle conseguenze demografiche non meno importanti, che si manifestano in un abbassamento del tasso di natalità e in un progressivo invecchiamento della popolazione.

L'ISTAT (2006) ha rilevato che tra il 1993 e il 2003, a fronte di un aumento di circa il 4% della quota di giovani in famiglia, fra questi, con percentuali simili, è aumentato il numero degli occupati e si è ridotto il numero degli inoccupati. Si deduce come avere un lavoro e la non coresidenza con i genitori siano due condizioni che coincidono sempre meno. Inoltre, mentre l'essere occupato di per sé non è una condizione sufficiente a consentire l'uscita dalla famiglia, non è detto che l'uscita sia sempre associata all'acquisto di autonomia economica, nella misura in cui, ad esempio, un figlio non convivente con i genitori continua a ricevere da essi aiuti monetari indispensabili.

L'obiettivo di questo lavoro è duplice. In una prima fase si cercherà di individuare le variabili rilevanti nella scelta di uscita. Successivamente si verificherà se le opportunità di uscita siano distribuite omogeneamente tra tutti gli individui, con particolare riguardo alle condizioni occupazionali. L'articolo è organizzato come segue. Il PAR. 2 presenta una rassegna della letteratura sul tema. Il PAR. 3 è costituito da un'analisi empirica di tipo probabilistico sui microdati del campione SHIW della Banca d'Italia, che mira ad individuare il peso relativo delle caratteristiche individuali e familiari e di variabili di contesto: è ridimensionata l'importanza dei fattori culturali, mentre è messo in rilievo il ruolo dei redditi. Nel PAR. 4, distinguendo gruppi della popolazione rispetto alle condizioni economiche rilevanti (passando dai redditi allo *status professionale* del figlio e del capofamiglia), è studiata la differenziazione delle scelte di uscita tra profili differenti. Il PAR. 5 contiene alcune osservazioni conclusive.

2. CONSIDERAZIONI TEORICHE E RICERCHE PRECEDENTI

Esiste in letteratura un vivace dibattito sul fenomeno della prolungata permanenza in famiglia dei giovani italiani. Alcuni (Scabini, Donati, 1988; Piccone Stella, 1997; Buzzi, 2002; Facchini, 2002) esaltano il rilievo della dimensione culturale, sostenendo che all'evoluzione delle relazioni intra-familiari nella direzione dell'antiautoritarismo sia seguito un maggiore gradimento della vita familiare da parte dei giovani. Da questo punto di vista le variabili culturali vengono considerate esogene, e la permanenza in famiglia viene ricondotta alla scelta del figlio di approfittare della maggiore flessibilità delle regole di convivenza. Gli economisti, invece, enfatizzano l'importanza delle condizioni economiche riconducendo la scelta di uscita all'obiettivo della massimizzazione di una funzione di utilità.

La teoria tradizionale della famiglia (Samuelson, 1956) e la *New Home Economics* (Becker, 1981) guardano alla famiglia come una *black box*. Essa, cioè, è trattata come un

soggetto unitario dotato di proprie risorse economiche e che esprime le sue preferenze come singolo attore. In quest'ottica non viene lasciato spazio allo studio delle relazioni interne, poiché è la famiglia l'unità indivisibile d'osservazione. Sono gli approcci di seconda generazione (Manser, Brown, 1980; Browning *et al.*, 1994; Phipps, Burton, 1996; Katz, 1997) che ammettono la rilevanza delle preferenze individuali, ed è sul solco di questa impostazione che vengono elaborati i modelli di uscita dalla famiglia. Già nel 1985 McElroy aveva proposto la prima formalizzazione teorica del meccanismo della scelta di uscita. L'idea di base era quella secondo cui la decisione di uscita fosse il risultato di una comparazione delle utilità associate ai due stati dentro/fuori la famiglia d'origine. Questo schema teorico, nella sostanza, viene accolto da tutti gli autori italiani che si sono occupati della questione. Manacorda e Moretti (2005), come base del loro modello, assumono che i genitori siano egoisti, cioè il loro comportamento risponderebbe ad una funzione di utilità che non considera l'utilità dei figli. Poiché tale funzione dipende positivamente dalla convivenza con i figli, i genitori offrono loro un trasferimento di reddito per disincentivarli ad uscire dalla famiglia. L'utilità dei figli, invece, dipenderebbe solo dal consumo e dalla disutilità della convivenza. Essendo assenti, in tale modello, trasferimenti intergenerazionali a favore dei figli usciti, la scelta di uscita risulta determinata dalla interazione tra i comportamenti di entrambi. Anche in Fogli (2004) i genitori non contribuiscono ai consumi del figlio uscito, bensì tale variabile è funzione del reddito da lavoro e del credito cui il giovane ha accesso sul mercato. Becker *et al.* (2005), al contrario, ammettono che i genitori trasferiscono risorse anche al figlio non convivente, ma per un ammontare minore rispetto a quando corisiede. Ed egli sceglie di uscire se, semplicemente, i consumi al di fuori della famiglia sono maggiori dei consumi all'interno di essa, dove varrebbe la regola dell'*income pooling*.

La letteratura empirica sull'uscita dalla famiglia d'origine coinvolge numerosi aspetti. Un risultato unanimemente condiviso è che un aumento del reddito individuale del figlio aumenti la probabilità di uscita. Inversamente, mentre per alcuni (Becker *et al.*, 2005; Manacorda, Moretti, 2005) l'aumento del reddito dei genitori ha effetto negativo sull'uscita indipendentemente dal genere, per altri (Aassve, Billari, Ongaro, 2001) ciò vale per le sole figlie femmine e non per i maschi. Tali risultati, tuttavia, sono ottenuti con l'utilizzo di dati¹ relativi alla metà degli anni '90, prima che fossero modificati alcuni aspetti strutturali del mercato del lavoro italiano. Il mercato del lavoro può assumere rilevanza attraverso canali differenti. Lo *status* occupazionale, infatti, è potenzialmente endogeno rispetto alla scelta di uscita (Aassve, Billari, Ongaro, 2001), e viceversa. Aassve, Billari e Ongaro (2001) sostengono che l'essere occupato aumenti la probabilità di uscire per i soli maschi, mentre per le femmine varrebbe una relazione contraria. Ciò dipenderebbe dall'esistenza di un *male breadwinner model* che renderebbe rilevante per le donne la convivenza con un lavoratore, piuttosto che essere esse stesse lavoratrici. L'ISTAT (2006), tuttavia, rileva che le donne potrebbero avere un maggiore incentivo all'uscita, a seguito di un diverso trattamento subito in famiglia. Anche la sicurezza occupazionale gioca un ruolo. Becker *et al.* (2005) affermano che una riduzione della sicurezza occupazionale del capofamiglia rende per il figlio meno attraente la convivenza con i genitori. Fogli (2004), sotto l'ipotesi restrittiva che il figlio convivente non lavori, ritiene che la flessibilizzazione delle regole del mercato del lavoro incentivi l'uscita dalla famiglia, poiché aumenta per i giovani le *chance*

¹ Becker *et al.* (2005) e Manacorda, Moretti (2005) utilizzano dati del campione SHIW, mentre Aassve, Billari, Ongaro (2001) quelli del campione ECHP.

di trovare un'occupazione. Ma nessun autore considera la possibile rilevanza della categoria professionale di appartenenza e il suo effetto sui redditi e sul capitale relazionale.

L'investimento in capitale umano determina una posticipazione dell'uscita (Aassve, Billari, Ongaro, 2001); comunque EUROSTAT (2007) rileva che la speranza di scolarizzazione in Italia è più bassa della media europea. Aassve, Billari e Ongaro (2007) mostrano, inoltre, che nelle scelte di uscita non vi sono differenze sostanziali tra regioni, sebbene i diversi prezzi delle case potrebbero avere effetto significativo (Becker *et al.*, 2005).

In generale, infine, vanno riconosciuti i limiti delle analisi prettamente economiche. Ad esempio, Bettio (2006) afferma che solo un approccio interdisciplinare può consentire lo studio del modello familiare mediterraneo (che associa la bassa fertilità ad un basso tasso di partecipazione femminile nel mercato del lavoro). Mentre Giuliano (2002) sottolinea l'evoluzione degli aspetti culturali di tale modello, dando risalto alla complementarietà tra coesione familiare e autonomia dei figli. Nulla però assicura che questa evoluzione sia un evento esogeno, e non invece il risultato di un'interazione tra sistema culturale e determinanti economiche.

3. ANALISI ECONOMETRICA

3.1. *Obiettivo*

L'ipotesi di base generalmente condivisa, che è adottata in questo lavoro, è che l'uscita del figlio dalla famiglia d'origine si verifica quando l'utilità attesa fuori dalla famiglia è maggiore dell'utilità associata alla convivenza con i genitori². In questa sezione, adottando la stessa ipotesi teorica, si vuole studiare l'effetto sulla scelta individuale di alcune variabili economiche che hanno rilevanza per l'utilità. L'utilità è un concetto multidimensionale, tuttavia qui si è interessati soprattutto all'influenza delle condizioni economiche su di essa. Tra le variabili economiche che vengono sottolineate in letteratura prendiamo in considerazione il reddito individuale del figlio, il reddito dei genitori e la ricchezza della famiglia d'origine. L'obiettivo specifico è verificare, attraverso l'analisi econometrica, se un incremento del valore di queste variabili aumenta l'utilità attesa del vivere autonomamente più di quella del vivere in famiglia. Nell'analisi empirica viene inoltre considerato, attraverso l'inclusione di un *set* di controlli, il ruolo di altre caratteristiche, caratterizzanti lo *status* personale, familiare e di contesto.

3.2. *Dati*

Vengono utilizzati i dati elementari dell'indagine campionaria SHIW (Survey of Household Income and Wealth) della Banca d'Italia, sui bilanci delle famiglie italiane, disponibile a cadenza biennale. La scelta di tale base-dati è motivata dalla ricchezza delle informazioni raccolte con l'indagine e dalla discreta numerosità del campione di riferimento. In una prima applicazione consideriamo le 3.957 famiglie osservate in modalità *panel*, ovvero osservate nel 2004 e nel 2006; da esse abbiamo estratto i 1.688 individui che nel 2004 avevano età compresa tra i 18 e i 39 anni³, e che in quell'anno vivevano nella famiglia d'origine. Di ta-

² È, questa, una forte semplificazione della realtà. Possono verificarsi casi di figli coresidenti con genitori anziani e non autosufficienti o, viceversa, azioni inibitorie da parte dei genitori sulla scelta dei figli di uscire dalla famiglia. In tali situazioni, certamente, non valgono le conclusioni che saranno tratte nell'articolo. Tuttavia, concepire la decisione di uscita come risultato di una comparazione di utilità è, in generale, una schematizzazione realistica.

³ Si è voluto includere nel campione solo coloro che nel 2004 avevano la maggiore età, da un lato. Dall'altro, 39

li individui selezioniamo le principali caratteristiche personali e familiari (relative al 31 dicembre 2004) e l'informazione della mancata uscita dalla famiglia o dell'uscita per la costituzione di nuovo nucleo familiare (relativa al biennio compreso tra l'1 gennaio 2005 e il 31 dicembre 2006).

Tabella 1. Descrizione del campione: giovani (18-39 anni) conviventi con almeno un genitore al 31 dicembre 2004 (valori percentuali)

In famiglia al 31 dicembre 2004 e ancora in essa al 31 dicembre 2006	87,7
In famiglia al 31 dicembre 2004 e uscito tra l'1 gennaio 2005 e il 31 dicembre 2006	12,3
Sesso: maschio	56,9
Sesso: femmina	43,1
Età (media, in anni)	25,1
Età di uscita (media, in anni)	28,2
Studente	33,6
Non studente	66,4
Convivente con un solo genitore	15,6
Convivente con entrambi i genitori	84,4
Numero di componenti della famiglia d'origine (media)	3,9
Abitazione di proprietà della famiglia	77,6
Abitazione non di proprietà della famiglia	22,4
Abitazione di lusso	2,1
Abitazione signorile	14,9
Abitazione civile	63,9
Abitazione economica	12,3
Abitazione popolare	5,3
Abitazione ultrapopolare	1,4
Area di residenza: Nord-Ovest	18,5
Area di residenza: Nord-Est	19,3
Area di residenza: Centro	20,3
Area di residenza: Sud	25,9
Area di residenza: Isole	16,1
Reddito annuale del figlio: maschio (media, in euro)	6.406
Reddito annuale del figlio: femmina (media, in euro)	4.006
Reddito annuale del figlio: totale (media, in euro)	5.371
Reddito annuale dei genitori (media, in euro)	29.803
Ricchezza familiare: attività reali (al 31 dicembre 2004, media in euro)	261.272
Ricchezza familiare: attività finanziarie nette (al 31 dicembre 2004, media in euro)	15.007

Fonte: nostra elaborazione su dati SHIW (Banca d'Italia).

anni è l'età del figlio più anziano che ha abbandonato la famiglia d'origine, relativamente al campione SHIW. Si è scelto di escludere i figli con più di 39 anni per minimizzare, sotto il vincolo di includere tutti coloro che nel biennio successivo escono dalla famiglia, la quota (crescente all'aumentare dell'età del figlio) di chi resta nella famiglia d'origine per assistere genitori anziani o non autosufficienti, non disponendo di una variabile di controllo in grado di rilevare la scelta del figlio di assistere il genitore.

La TAB. 1 riassume le caratteristiche principali del campione. Nel campione selezionato il 56,9% degli individui sono di sesso maschile. L'87,7% del totale dei figli che risultava convivente con almeno un genitore al 31 dicembre 2004 mantiene lo *status* invariato al 31 dicembre 2006; solo il 12,3% risulta uscito dalla famiglia d'origine nel biennio 2005-2006. La probabilità di uscita è leggermente maggiore per le donne rispetto agli uomini (la differenza è di 2,5 punti percentuali). Per quanto riguarda le caratteristiche relative all'istruzione, il 33,6% degli individui è costituito da studenti. Inoltre, l'1,8% del campione ha conseguito come più elevato titolo di studio la licenza elementare, il 28,5% la licenza media inferiore, il 6,6% il diploma professionale, il 50% il diploma di scuola media superiore, l'1,4% il diploma universitario o la laurea breve, l'11,2% la laurea, mentre solo lo 0,4% non ha conseguito alcun titolo. Relativamente alle caratteristiche familiari, vive con un solo genitore il 15,6% del campione selezionato, e quattro è il numero medio di componenti della famiglia d'origine. Il 77,6% degli individui vive in un'abitazione di proprietà della famiglia; la propria abitazione è ritenuta di lusso nel 2,1% dei casi, signorile nel 14,9%, civile nel 63,9%, economica nel 12,3%, popolare nel 5,3%, ultrapopolare nell'1,4%. Considerando la distinzione geografica, infine, nella base-dati sono relativamente più presenti i giovani del Sud (un quarto del totale), seguiti da quelli del Centro e del Nord-Est (rispettivamente 20% e 19% circa) e quindi da quelli del Nord-Ovest (18,5%) e delle Isole (16,1%). Venendo alle caratteristiche prettamente monetarie, il reddito medio individuale⁴ dei giovani del campione risulta di 5.371 euro annui, mentre quello dei genitori (calcolato al lordo degli affitti imputati) è di circa 29.800 euro. La ricchezza familiare media è di 276.280 euro, di cui il 94,6% sono attività reali⁵ e il 5,4% sono attività finanziarie nette⁶.

3.3. Metodologia e specificazione econometrica

Dal punto di vista della caratterizzazione empirica della scelta individuale, l'uscita dalla famiglia definisce un insieme discreto; nello specifico della nostra analisi, dal confronto di utilità emerge una scelta binaria, osservabile in una variabile qualitativa dicotomica, il che suggerisce un'analisi econometrica di tipo probabilistico. La variabile dipendente binaria H_i è definita come:

$$H_i = \begin{cases} 1 & \text{se si verifica l'evento uscita dalla famiglia } i\text{-esima} \\ 0 & \text{se non si verifica l'evento uscita dalla famiglia } i\text{-esima} \end{cases}$$

dove si suppone che il suo valore atteso, condizionato ad un vettore di variabili esplicative x_i , risulti dalla densità cumulata di una sua funzione lineare, cioè:

$$E(H_i|x_i) = G(\beta'x_i)$$

con β vettore di coefficienti di regressione e G funzione di probabilità cumulata. Per la natura della variabile H_i si avrà che:

$$E(H_i|x_i) = P(H_i = 1|x_i)$$

⁴ Il reddito è calcolato come somma del reddito da lavoro e del reddito da capitale più eventuale pensione.

⁵ Sono considerate attività reali gli immobili, le aziende e gli oggetti di valore.

⁶ Sono attività finanziarie i depositi, i titoli di Stato, altri titoli, e i crediti commerciali e da altre famiglie; mentre sono passività finanziarie i debiti verso banche e società finanziarie, i debiti commerciali e i debiti verso altre famiglie.

cioè la variabile casuale H_i avrà un valore atteso condizionato pari alla probabilità che si realizzi l'evento uscita ($H_i = 1$).

Il modello probabilistico a scelta binaria si basa sulla definizione di una variabile latente H_i^* , che misura la differenza tra i livelli di utilità associati ai due stati alternativi dentro/fuori la famiglia d'origine, definita dal seguente modello di regressione lineare:

$$H_i^* = x_i' \beta + \varepsilon_i$$

La variabile osservabile H_i , che fornisce l'informazione sull'uscita/non uscita dalla famiglia, è collegata alla variabile latente attraverso la regola:

$$H_i = \begin{cases} 1 & \text{se } H_i^* > 0 \\ 0 & \text{se } H_i^* \leq 0 \end{cases}$$

Dunque, la probabilità di uscita è:

$$P(H_i = 1|x_i) = P(H_i^* > 0|x_i)$$

In sostanza, per determinati valori delle k variabili esplicative, l'osservazione di $H_i = 1$ indica che $H_i^* > 0$, il che segnala una propensione per la scelta "uscita"; se si osserva un indice $H_i = 0$ vuol dire che $H_i^* \leq 0$, il che indica una opzione per la "non uscita" essendo la differenza tra le utilità negativa o nulla.

Per la natura del campione SHIW, le caratteristiche individuali non sono osservabili successivamente all'uscita dalla famiglia, in quanto è la famiglia l'unità statistica di osservazione, implicando che all'uscita dell'individuo da essa corrisponda anche la sua uscita dal campione SHIW. Ciò rende tutte le variabili considerate, ad eccezione della variabile uscita, predeterminate nel nostro modello. Dunque non è possibile costruire un modello di stima simultanea di due equazioni, che consideri congiuntamente la decisione di uscita e la decisione di lavorare. Il modello probabilistico operativo che sottoponiamo a stima è, quindi, il seguente, in cui si è cercato di includere il maggior numero possibile di variabili di controllo:

$$H_i = \beta_0 + \beta_1 yg_i + \beta_2 y_i + \beta_3 ar_i + \beta_4 af_i + \beta_5 X_i + u_i \quad [1]$$

dove H_i è la dipendente dicotomica, β_0 è una costante, yg_i è il reddito dei genitori⁷, y_i è il reddito del figlio, ar_i è la ricchezza reale, af_i è la ricchezza finanziaria (la quale offre una misura dei risparmi accumulati), X_i è il vettore di variabili di controllo, $\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4$ e β_5 definiscono la struttura parametrica, e u_i sono i residui, per ipotesi non correlati. Il vettore X_i , al quale è associato il vettore di parametri β_5 , comprende una serie di caratteristiche relative all'individuo (figlio), alla famiglia d'origine e al contesto di residenza. Per la caratterizzazione individuale si considerano l'età, una variabile discreta relativa al titolo di studio (la quale va da "1", nessun titolo, a "7", laurea), e due variabili *dummies* che indicano se il

⁷ Per consentire la confrontabilità tra famiglie di diversa numerosità e per tener conto delle economie di scala interne, i redditi dei genitori sono stati resi equivalenti applicando la cosiddetta scala Carbonaro (coefficiente per numero di componenti: 0,6 se un componente, 1 se due, 1,33 se tre, 1,63 se quattro, 1,9 se cinque, 2,16 se sei, 2,4 se sette o più; Carbonaro, 1985). Tutte le variabili monetarie sono state opportunamente logaritmizzate.

figlio è maschio o femmina (la variabile è uguale a “1” nel primo caso e a “0” nel secondo) e se è studente o non studente (la variabile è uguale a “1” nel primo caso e a “0” nel secondo); la forte correlazione tra quest’ultima *dummy* e una variabile di controllo per lo stato di occupato o non occupato, induce a tenere nel vettore X_i solo la prima delle due, rinviando lo studio della seconda all’applicazione presentata nella sezione successiva. Per le caratteristiche familiari sono stati considerati la ricchezza⁸, il numero di componenti della famiglia, e due variabili *dummies* che indicano se nella famiglia convivono entrambi i genitori o solo uno di essi (la variabile è uguale a “1” nel primo caso e a “0” nel secondo) e se la famiglia è proprietaria o meno dell’abitazione in cui vive (la variabile è uguale a “1” nel primo caso e a “0” nel secondo). Inoltre sono state inserite sette *dummies* relative alla qualifica del capofamiglia: operaio, impiegato, dirigente, imprenditore, lavoratore autonomo, pensionato, altro non occupato⁹. Per la caratterizzazione contestuale, infine, si considera una variabile discreta che misura la qualità dell’abitazione (da “1”, se l’abitazione è ritenuta di lusso, a “6”, se ritenuta ultrapopolare), una variabile di identificazione dell’area geografica di residenza, al fine di controllare gli effetti dei fattori di tipo socio-culturale e ambientale, e il tasso di disoccupazione. Dal momento che la disoccupazione ha una forte caratterizzazione territoriale, essa è potenzialmente correlata con le *dummies* di ripartizione; la considerazione di entrambe le variabili di contesto dovrebbe pertanto agevolare l’identificazione degli effetti specifici. Va precisato che, poiché nel campione sono compresi anche individui che provengono dalla stessa famiglia d’origine, il termine u_i non può essere considerato indipendente da x_i , e ciò genera eteroschedasticità. Essendo la varianza dei residui del modello dipendente da una variabile identificativa della famiglia fam_i , il modello è stimato correggendo per la conseguente eteroschedasticità, che avrebbe determinato la non consistenza dello stimatore di massima verosimiglianza.

Per verificare la robustezza delle stime, eseguiamo un’applicazione ulteriore. Disponendo dei dati SHIW del 1998, 2000, 2002, e 2004 aumentiamo l’estensione temporale del campione, costruendo un *panel* non bilanciato¹⁰. In questo caso la base-dati è composta non più dai microdati di un solo anno, ma è il risultato della somma dei microdati rilevati in più anni; per ogni anno di riferimento l’informazione sull’uscita dalla famiglia è estratta dall’indagine successiva. L’ampiezza finale del campione è 7.185 individui. La probabilità che si verifichi l’evento uscita, ora, è espressa nella forma:

$$P(H_{it} = 1|x_i, c_i) = P(H_{it} = 1|x_{it}, c_i) = \Phi(x_{it}\beta + c_i)$$

dove c_i sono effetti non osservabili trattati come una variabile casuale. Ciò consente di sfruttare la variabilità intertemporale delle informazioni osservate. In breve, il *panel* è non bilanciato in quanto per ogni individuo non si ha necessariamente lo stesso numero di informazioni; poiché gli individui che abbandonano la famiglia di provenienza escono an-

⁸ Anche la ricchezza (sia reale che finanziaria) è stata resa equivalente attraverso l’applicazione della scala Carbonearo.

⁹ La qualifica di operaio comprende operai, salariati e apprendisti, lavoranti a domicilio e commessi. Quella di impiegato: impiegati, insegnanti di qualunque tipo di scuola (inclusi incaricati, contrattisti e simili). Quella di dirigente: dirigenti, impiegati direttivi, quadri, alti funzionari, presidi, direttori didattici, docenti universitari, magistrati. Quella di imprenditore: liberi professionisti (chi esercita per proprio conto una professione o un’arte liberale) e imprenditori individuali (chi gestisce in proprio un’azienda impiegando prevalentemente personale dipendente). Quella di autonomo: lavoratori autonomi (chi gestisce in proprio un’azienda nella quale impiega prevalentemente l’opera manuale propria), artigiani, titolari o coadiuvanti di impresa familiare (chi gestisce un’azienda dove viene impiegata prevalentemente l’opera manuale propria e di familiari che collaborano alla conduzione dell’attività).

¹⁰ La scelta dell’ampiezza dell’orizzonte temporale è dovuta ad esigenze di omogeneità dei dati.

che dal campione, solo per coloro che fanno parte della famiglia d'origine in tutti gli anni considerati si avrà il numero massimo di informazioni. Quindi oltre al modello [1] stimiamo anche un *panel probit model*, utilizzando lo stimatore PA-GEE (Population Average Generalized Estimating Equation) di Liang e Zeger (1986), particolarmente appropriato alla struttura del *panel* a disposizione dove si considera un campione ad alta numerosità di individui in un orizzonte temporale ristretto, cioè dove la dimensione *cross-section* risulta dominante su quella *time-series* (tipicamente quando il numero di periodi è inferiore a 10). Il modello probabilistico, adattato all'informazione longitudinale, prende la forma:

$$H_{it} = \beta_0 + \beta_1 y_{git} + \beta_2 y_{it} + \beta_3 w_{it} + \beta_4 X_{it} + c_i + u_{it} \quad [2]$$

dove vale l'ipotesi standard di u_{it} incorrelato rispetto a t e i , dove w_{it} misura la ricchezza totale¹¹, e ogni simbolo conserva lo stesso significato che aveva nella formula [1]¹². L'unica differenza sostanziale rispetto alla specificazione della [1] è rinvenibile nella presenza del termine c_i , che cattura le caratteristiche individuali non spiegate dalle variabili osservate espressamente, considerate nel modello.

Il modello probabilistico è un modello non lineare, dal momento che la linearità della relazione viene ipotizzata rispetto alla variabile latente continua, della quale la dipendente dicotomica osservata rappresenta una discretizzazione della densità cumulata. Ciò comporta che i parametri stimati, per distribuzioni di probabilità non centrate, non approssimano i contributi relativi dei repressori alla definizione di probabilità. Per questo motivo, accanto alle stime *probit*, nella specificazione *cross-section* vengono forniti anche i valori simulati degli effetti marginali, calcolati rispetto al valor medio delle distribuzioni empiriche delle esplicative.

3.4. Risultati

I risultati sono riassunti nella TAB. 2 e nella TAB. 3 (dove sono omesse le *dummies* collinearì).

Tabella 2. *Cross-section probit model*, risultati della stima della formula [1]

Variabile	Coefficiente	dy/dx (Std. Err.)
Reddito del figlio	0,022	0,004 (0,002)***
Reddito dei genitori	0,065	0,012 (0,007)**
Ricchezza familiare: attività reali	0,033	0,006 (0,005)
Ricchezza familiare: attività finanziarie nette	0,006	0,001 (0,002)
Sesso	-0,171	-0,034 (0,016)***
Età	0,045	0,009 (0,002)***
Studente	-0,197	-0,037 (0,021)**
Livello di istruzione	0,080	0,016 (0,006)***
Convivente con entrambi i genitori (al 31 dicembre 2004)	0,091	0,017 (0,022)

(segue)

¹¹ I dati del campione SHIW consentono di distinguere tra ricchezza reale e ricchezza finanziaria solo dopo l'anno 2000. Tutte le variabili monetarie sono state convertite in euro, deflazionate secondo l'HICP fornito da EUROSTAT e logaritmizzate.

¹² Considerando la significatività statistica dei parametri stimati nella [1] si sceglie di escludere dal *set* delle variabili di controllo le *dummies* relative allo *status* professionale del capofamiglia, al fine di specificare il modello *panel probit* con parsimonia di parametri e migliorare la significatività complessiva delle stime, riducendo la perdita di gradi di libertà.

Tabella 2 (seguito)

Variabile	Coefficiente	dy/dx (Std. Err.)
Numero componenti	-0,039	-0,008 (0,014)
Abitazione di proprietà della famiglia	-0,305	-0,068 (0,032)***
Qualità dell'abitazione	0,028	0,055 (0,010)
Qualifica del capofamiglia: operaio	0,167	0,036 (0,036)
Qualifica del capofamiglia: dirigente	0,426	0,109 (0,069)*
Qualifica del capofamiglia: imprenditore	0,124	0,026 (0,048)
Qualifica del capofamiglia: autonomo	0,084	0,017 (0,038)
Qualifica del capofamiglia: pensionato	0,106	0,021 (0,027)
Qualifica del capofamiglia: altro non occupato	0,538	0,063 (0,040)
Area di residenza: Nord-Ovest	0,048	-0,013 (0,026)
Area di residenza: Centro	-0,306	0,017 (0,019)
Area di residenza: Sud	0,153	0,031 (0,027)
Tasso di disoccupazione	-0,020	-0,004 (0,003)
Costante	-3,449	

Test di Wald per l'ipotesi nulla $H_0: R\beta = 0$; p-value 0,000.

Livello di significatività: * al 15%, ** al 10%, *** < 5%.

Fonte: nostra elaborazione su dati SHIW (Banca d'Italia).

Tabella 3. *Panel probit model*, risultati della stima della formula [2]

Variabile	dy/dx	(Std. Err.)
Reddito del figlio	0,005 (0,001)***	
Reddito dei genitori	0,005	(0,003)**
Ricchezza familiare (totale)	-0,003	(0,002)**
Sesso	-0,047	(0,007)***
Età	0,007	(0,001)***
Studente	-0,031	(0,009)***
Livello di istruzione	0,018	(0,003)***
Convivente con entrambi i genitori (al 31-12-2004)	0,019	(0,011)**
Numero componenti	0,004	(0,004)*
Abitazione di proprietà della famiglia	-0,001	(0,011)
Qualità dell'abitazione	0,009	(0,005)**
Area di residenza: Nord-Ovest	-0,001	(0,012)
Area di residenza: Centro	0,003	(0,012)
Area di residenza: Sud	0,125	(0,023)
Tasso di disoccupazione	-0,012	(0,001)***
Costante	-0,132	(0,047)***

Test di Wald per l'ipotesi nulla $H_0: R\beta = 0$; p-value 0,000.

Livello di significatività: * al 15%, ** al 10%, *** < 5%.

Fonte: nostra elaborazione su dati SHIW (Banca d'Italia).

A differenza del modello *cross-section probit*, nel *panel probit* i contributi marginali sono calcolati direttamente. Mentre con la stima della formula [1] i contributi sono relativi all'anno 2004, con la stima della formula [2] essi definiscono la media dell'intero periodo.

L'aspetto che più interessa la nostra analisi è quello dell'influenza dei redditi, che provengono dalle due fonti mercato del lavoro e famiglia. Anzitutto, viene individuata una relazione positiva statisticamente significativa tra reddito individuale e probabilità di uscita.

Ciò significa che un incremento del reddito del figlio aumenta l'utilità associata alla non coresidenza in misura maggiore rispetto all'aumento di utilità associato alla coresidenza. Il fatto ci mostra chiaramente che, a parità di condizioni, il figlio preferisce vivere al di fuori della famiglia d'origine, cioè trae piacere positivo dall'indipendenza. Egli preferirà pertanto destinare un incremento del suo reddito alla costruzione di una vita autonoma dai genitori. Inoltre, redditi elevati consentono una maggiore capacità di uscita dalla famiglia a causa della presenza di elevati costi fissi di uscita (ad esempio, si pensi ai costi di acquisto della prima casa). Ma il risultato più interessante è l'individuazione di una relazione positiva e statisticamente significativa tra probabilità di uscita e reddito dei genitori. Secondo la letteratura (presentata nel PAR. 2) i genitori preferiscono la coresidenza con i figli alla non coresidenza. Essi destinerebbero una parte degli aumenti di reddito all'implementazione di una strategia di "corruzione" che incentivi il figlio a restare in famiglia. Il risultato empirico qui raggiunto suggerisce l'esistenza di un nesso contrario. I genitori (in virtù di un sentimento di altruismo) sono disponibili ad offrire trasferimenti di natura monetaria ai figli non più conviventi, e tali trasferimenti possono avere una rilevanza sulla probabilità di uscita, assolvendo una funzione di ammortizzazione economica. Con riferimento al campione utilizzato è impossibile sapere se i genitori trasferiscano effettivamente risorse monetarie ai figli non coresidenti. Tuttavia, l'ISTAT (2003) rileva che il 71,5% dei giovani non più conviventi con i genitori ricorre ancora al loro aiuto per affrontare una difficoltà economica: in Italia, la rete pubblica di sicurezza sociale è inefficace nel proteggere i lavoratori con poca esperienza o a basso salario (Brandolini, Cipollone, Sestito, 2002) mentre è orientata prevalentemente a favore del lavoratore uomo adulto, secondo un'idea di famiglia *male breadwinner* (Bettio, 2006), e anche la contrattazione collettiva tende a premiare soprattutto l'età e la qualifica (Contini, Trivellato, 2005)¹³.

La ricchezza familiare ha un effetto negativo. Mentre la stima del modello *cross-section probit* non consente di individuare un effetto statisticamente significativo relativamente alle attività reali o a quelle finanziarie (ciò probabilmente è dovuto ad una non sufficiente numerosità del campione), la stima del *panel probit model* rileva un effetto negativo della ricchezza totale significativo. Esso, comunque, è da ritenersi dovuto alla presenza delle attività reali, mediamente preponderanti nella composizione della ricchezza. Infatti la natura di tali beni impone che il loro consumo da parte del figlio sia condizionato al suo stato residenziale (si pensi all'uso dell'automobile dei genitori o della casa).

Tutte le caratteristiche individuali considerate sono statisticamente significative. Come è intuitivo presumere, a parità di altre condizioni la probabilità di uscita aumenta al crescere dell'età e del livello di istruzione, mentre si riduce di quasi il 20%, secondo la stima del modello *cross-section probit*, quando il figlio è ancora studente. Anche l'essere uomo, piuttosto che donna, riduce la probabilità di uscita. La più precoce uscita dalla famiglia

¹³ Il sospetto che il reddito del figlio e quello dei genitori siano statisticamente correlati è eliminato dal calcolo del relativo coefficiente di correlazione, il quale non risulta significativamente diverso da zero. Comunque, al fine di considerare anche i possibili effetti di una relazione tra tali variabili, è stato stimato il modello *panel probit* espresso dalla [2] sostituendo una nuova variabile yr_{it} (costruita come rapporto tra reddito del figlio e reddito dei genitori) alle due variabili considerate separatamente. Il parametro associato a yr_{it} risulta con segno positivo e statisticamente significativo all'1%. Questo risultato può essere interpretato secondo due fenomeni. Da un lato, i figli potrebbero essere disincentivati all'uscita dalla famiglia quando lo standard di vita atteso al di fuori di essa è inferiore a quello a cui sono abituati al suo interno. Dall'altro, gli stessi genitori potrebbero trattenere in famiglia i figli con un reddito relativamente basso, non tollerando che essi occupino sulla scala sociale un gradino più basso del loro. Nel testo si è preferito presentare i risultati della stima della [2] con le variabili di reddito tenute separate per consentire il calcolo dei loro effetti parziali, e considerare i risultati forniti dall'*Akaike Information Criterion*, il quale suggerisce la superiorità di tale modello in termini di adattamento ai dati e parsimonia.

delle femmine non può essere ricondotta ad un differenziale di reddito a loro favorevole. Le figlie femmine del campione SHIW mediamente percepiscono un reddito pari solo al 62,5% di quello dei maschi. Mentre alcuni sostengono che il comportamento delle donne è meno sensibile alle condizioni del mercato del lavoro, e l'uscita dalla famiglia sarebbe determinata sulla base della prospettiva di matrimonio, dando loro maggiori opportunità (Aassve, Billari, Ongaro, 2001), l'ISTAT (2006) rileva come valga per esse una minore attrattività della coabitazione con i genitori.

Anche il ruolo di altre caratteristiche familiari e di contesto è importante. Da una parte, la stima del modello *cross-section probit* consente di rilevare un effetto negativo significativo della proprietà dell'abitazione da parte della famiglia d'origine. Dall'altra, la stima del modello *panel probit* spinge a considerare significative e con effetto positivo anche la convivenza di entrambi i genitori all'interno della famiglia d'origine (ciò dipende, verosimilmente, dalla consapevolezza del figlio di non lasciare solo il genitore, uscendo dalla famiglia), la bassa qualità dell'abitazione (che, a parità di altre condizioni, aumenta l'attrattività dell'uscita) e il numero di componenti della famiglia. Questo ultimo risultato è la conseguenza delle cosiddette diseconomie da congestione che si generano nelle famiglie molto numerose. Lo *status* professionale del capofamiglia, invece, in questa prima applicazione risulta statisticamente non significativo. Infine, risulta avere effetto negativo significativo il tasso di disoccupazione dell'area di residenza, ma solo limitatamente al modello *panel probit*, e risulta non significativa l'area geografica; ma ciò ha comunque rilevanza, poiché induce a considerare come statisticamente irrilevanti le caratterizzazioni culturali legate alla regione di provenienza, che parte della letteratura ha invece indicato come fattore determinante.

In conclusione, al fine di verificare l'esatta formulazione delle relazioni specificate, i due modelli sono stati sottoposti alla tradizionale procedura diagnostica offerta dal test di Wald, che qui consente in entrambi i casi di rifiutare l'ipotesi nulla di non significatività congiunta dei parametri. Per il modello *cross-section probit*, in aggiunta, è stato possibile calcolare la percentuale delle osservazioni per le quali i valori osservati per la variabile dipendente coincidono con i valori predetti dal modello: il modello presentato offre una predizione corretta dell'87,6% dei casi osservati.

4. ANALISI MULTIFATTORIALE

Con l'analisi econometrica di tipo probabilistico si sono mostrati i caratteri generali del fenomeno, tra i quali giocano un ruolo significativo sia il reddito del figlio che quello dei genitori. Come mostrato nell'Appendice B, tra categorie professionali i redditi sono distribuiti difformemente; in particolare gli operai, categoria che include la vasta schiera dei commessi, sono in una posizione di svantaggio relativo (in proposito si veda, tra i tanti, Boeri, Brandolini, 2004). Tuttavia, la stima dei modelli *probit* non ha consentito di rilevare l'effetto dello *status* professionale del capofamiglia, in virtù della sua correlazione con alcune delle variabili (tra cui il reddito dei genitori) considerate nella specificazione probabilistica. C'è però il sospetto che lo *status* del capofamiglia abbia una relazione con la scelta di uscita non indipendente dalle condizioni occupazionali del figlio, inoltre lo *status* del figlio è potenzialmente endogeno rispetto a quello del genitore. Ma se l'obiettivo è definire i profili delle coppie di figli e genitori relativamente alle qualifiche professionali e studiare la differenziazione delle scelte di uscita/non uscita tra profili differenti, l'analisi di tipo probabilistico non è più soddisfacente. L'analisi delle corrispondenze multiple (ACM),

invece, è appropriata a questo fine, poiché consente di andare oltre l'analisi delle relazioni tra coppie di variabili considerate due a due, studiando l'interrelazione tra le variabili attraverso una tecnica multidimensionale non parametrica (Benzecri, 1973). L'ACM scomponete il fenomeno secondo degli assi strutturali, cercando quella riduzione ottimale che conservi al massimo la struttura relazionale esistente fra le unità nella matrice dei dati, in termini delle distanze dei punti dal baricentro. Gli assi strutturali, incorrelati per costruzione, sono delle combinazioni lineari delle variabili di partenza. Data una matrice di dati $X(n, p)$, ciascun asse sarà allora un sottospazio Δ ad una dimensione che massimizza la somma dei quadrati:

$$\max_{(\Delta)} \left\{ \sum_i \sum_{i'} p_i p_{i'} d^2(i, i') \right\}$$

delle distanze d tra le proiezioni su Δ di tutte le coppie di punti (i, i') , essendo p_i il peso di ciascun punto.

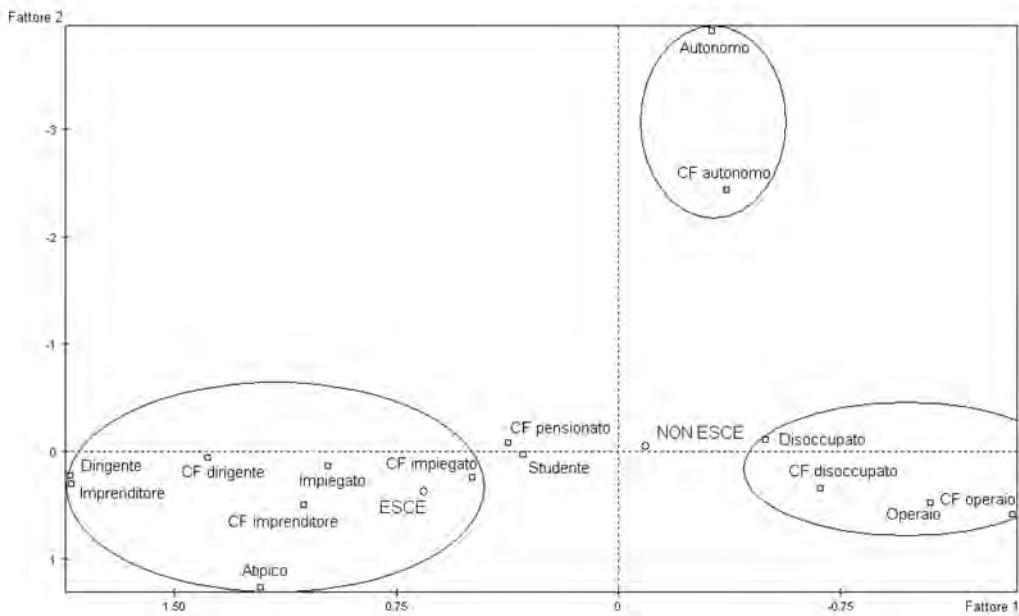
La base-dati è ancora il campione SHIW, gli *status* professionali sono relativi al 31 dicembre 2004 mentre l'informazione della mancata uscita dalla famiglia o dell'uscita per la costituzione di un nuovo nucleo familiare è estratta dall'indagine del 2006. Gli *status* del figlio sono divisi in otto classi: operaio, impiegato, dirigente, imprenditore, lavoratore autonomo, atipico¹⁴, studente, disoccupato (questa categoria include anche gli inoccupati). Quelli dei genitori in sette: operaio, impiegato, dirigente, imprenditore, lavoratore autonomo, pensionato, disoccupato. Il prodotto dell'applicazione è una visualizzazione grafica, interpretabile facendo uso dell'approccio geometrico-strutturale (Bolasco, 1999), poiché valgono le proprietà quasi-baricentriche.

I due fattori sono delle nuove variabili sintetiche, la loro interpretazione è fondamentale. Si veda la FIG. 1. Il fattore 1 contrappone profili a basso reddito (semiasse positivo) a profili a reddito alto e medio-alto (semiasse negativo), mentre il fattore 2 sintetizza, per entrambe le variabili, solo la modalità “autonomo”. Tenendo presente che gli *status* professionali non si differenziano solo relativamente al reddito, ma anche rispetto ad altre caratteristiche connesse all'ambiente sociale e relazionale, i profili si raccolgono in tre gruppi. Il primo gruppo è formato dai lavoratori autonomi figli di lavoratori autonomi. Il secondo gruppo, a basso reddito, è composto dagli operai e dai disoccupati figli di operai e disoccupati. Il terzo gruppo, a reddito alto e medio-alto e più eterogeneo, comprende i dirigenti, gli impiegati e gli imprenditori, figli di dirigenti, impiegati e imprenditori. Secondo la distribuzione delle modalità sul piano, in questo ultimo gruppo dovrebbero rientrare anche i giovani lavoratori atipici; tuttavia, nella base-dati risultano avere questa modalità solo dodici individui (cioè lo 0,7% del campione), fatto che rende il rapporto tra norma riprodotta e norma originaria ad essa associata particolarmente basso (in sostanza, nel sottospazio fattoriale tale modalità è mal rappresentata, come mostrato nei risultati statistici dell'applicazione raccolti nell'Appendice C). Infine, studenti e figli di pensionati sono rappresentati in prossimità dell'origine degli assi.

Il primo elemento di interesse è dato dalla similarità degli *status* tra figlio e genitore. Le

¹⁴ Come nota Rodgers (1989) il lavoro atipico è definito più facilmente per ciò che non è, piuttosto che per ciò che è. In questo articolo, per lavoratore atipico si intende chi è assunto con un contratto che nei tratti sostanziali diverge dal contratto in forma tipica. Con il termine “lavoratore atipico” si comprende il collaboratore coordinato e continuativo, il collaboratore occasionale, il lavoratore a progetto, l'associato in partecipazione, il lavoratore interinale o più in generale chi svolge un'attività lavorativa in forma parasubordinata, ossia presta la sua opera in modo continuativo presso uno o più committenti senza che sussista un rapporto di lavoro dipendente. Sono esclusi da tale categoria i lavoratori autonomi e i lavoratori irregolari.

Figura 1. Analisi delle corrispondenze multiple. Piano ottimale



stesse modalità delle due variabili sono rappresentate sul piano con una distanza lineare tra loro relativamente ridotta: il figlio di un operaio è generalmente anch'esso operaio, così come è autonomo il figlio di un autonomo, imprenditore il figlio di un imprenditore (ovviamente si sta ragionando in termini di approssimazione fattoriale e non inferenziali). Ciò segnala una scarsa mobilità intergenerazionale nel mercato del lavoro.

L'ereditarietà occupazionale si inserisce nel più complesso fenomeno della mobilità/immobilità sociale. Essa concerne il passaggio di individui e di gruppi da una posizione all'altra della stratificazione sociale. I sostenitori del cosiddetto modello meritocratico (Blau, Duncan, 1967; Treiman, 1970) affermano che le società post-industriali promuovono un progressivo declino dell'associazione intercorrente tra le provenienze familiari degli individui e i loro destini sociali, e ciò avverrebbe come conseguenza della democratizzazione delle procedure di selezione per l'accesso alle varie posizioni occupazionali. Tuttavia, in Italia in particolare, ragioni connesse ai meccanismi di trasmissione ereditaria dei capitali e delle imprese familiari o alle peculiarità dei modi di accesso alle libere professioni e alle posizioni dirigenziali rendono ancora persistente lo squilibrio nelle opportunità di mobilità occupazionale intergenerazionale (Cobalti, Schizzerotto, 1994).

Torniamo alla FIG. 1. La relazione tra ciascuno dei tre gruppi e l'uscita dalla famiglia è chiara. La direzione della variabile "uscita" è riprodotta sostanzialmente dal fattore 1. Mentre la modalità "non esce" è collocata vicino l'origine degli assi, la modalità "esce" è nella regione del piano che raccoglie i profili a reddito alto e medio-alto. Il gruppo a basso reddito si trova in una regione del piano speculare rispetto alla precedente, individuan-

do dunque i profili di coloro che sono più svantaggiati nell'uscita dalla famiglia. Invece, l'essere lavoratore autonomo figlio di un autonomo (questo profilo è spiegato esclusivamente dal fattore 2) non è in relazione significativa con l'uscita.

La posizione di svantaggio del gruppo a basso reddito, in particolare degli operai, è riconducibile a due ordini di fattori. Da un lato un andamento delle retribuzioni "di fatto" appena in linea con l'andamento dell'inflazione effettiva ha determinato una caduta della quota retributiva nel quinquennio a cavallo del 2000 (poiché il tasso di crescita delle retribuzioni è risultato inferiore a quello della produttività (Megale, D'Aloia, Birindelli, 2005). Dall'altro una dinamica inflattiva non uguale per tutte le tipologie di famiglie, a cui sono associati diversi panieri di consumo, ha colpito relativamente di più le famiglie operaie piuttosto che le altre (Atella, 2006; Saraceno, 2004), e in particolare le famiglie operaie in affitto (Berloff, Villa, 2007).

Concludiamo che l'interrelazione tra lo *status* professionale del figlio e quello del capofamiglia è non neutrale rispetto alla dinamica di uscita. Distinguendo per categorie professionali, non tutti i giovani sono ugualmente esposti al rischio di difficoltà economiche, e non tutti i genitori sono capaci allo stesso modo di garantire trasferimenti intergenerazionali che facciano da ammortizzatore. In particolare, avere una professione a reddito alto o basso, insieme per genitore e figlio, sembra giocare un ruolo cruciale.

5. CONCLUSIONI

I giovani italiani lasciano la famiglia d'origine con un considerevole ritardo rispetto ai loro coetanei europei. L'obiettivo di questo articolo è stato quello di definire le dimensioni caratterizzanti le dinamiche di uscita, e verificare se su tali dinamiche abbia effetto anche la segmentazione del mercato del lavoro. Per prima cosa si è proceduto all'individuazione dei fattori rilevanti nella scelta di uscita: ciò è stato fatto attraverso la stima di un modello *cross-section probit* e di un modello *panel probit*, usando i microdati del campione SHIW. Il risultato principale che è stato ottenuto è la rilevazione dell'impatto positivo del reddito individuale e del reddito dei genitori. La letteratura sostiene che i genitori cerchino di incentivare i figli a restare in famiglia, da un lato; dall'altro, afferma che i figli resterebbero a casa in corrispondenza di alti redditi dei genitori, poiché, essendo maggiore il loro potere di contrattazione finché coabitanti, potrebbero così garantirsi un più elevato livello di consumi. Secondo i risultati presentati in questo articolo ciò è inesatto. Se al crescere della ricchezza familiare la probabilità di uscita diminuisce, il reddito dei genitori invece ha un effetto contrario e più forte. Ciò spinge a ritenere che la solidarietà familiare non si esaurisca nella fase di coresidenza tra genitori e figli, ma si estenda ad un arco più esteso della vita del figlio, con il rischio che venga privilegiata la prossimità residenziale e scoraggiata la mobilità. Diversamente da quanto sostenuto da alcuni (ad esempio Fogli, 2004), secondo cui la flessibilizzazione del mercato del lavoro aumenterebbe le *chances* di uscita dalla famiglia attraverso una riduzione delle tutele dei lavoratori *insider* e un aumento dei salari attesi dei giovani, qui non si rintraccia in tal senso alcun conflitto intergenerazionale. Piuttosto, dall'esito dell'analisi multifattoriale (ACM) sembrerebbe che i figli ereditino lo *status* professionale del capofamiglia e abbiano condizioni economiche simili a quelle dei genitori. Una generica uguaglianza, di tipo formale, nelle procedure di accesso al mercato del lavoro e nelle procedure di acquisizione delle capacità reddituali non è un fattore di superamento della rigidità sociale che caratterizza il sistema italiano. Alle nuove diseguaglianze prodotte dalla flessibilizzazione del mercato del lavoro (Barbieri, Scherer, 2005) si affiancano disegua-

gianze dagli aspetti più tradizionali (quelle che separano gli operai dalle altre categorie professionali), le quali non vanno affatto scomparendo.

Dal dualismo nel mercato del lavoro discende allora un dualismo che coinvolge una dimensione più ampia, di natura sociale, relativamente alla capacità di uscita dalla famiglia d'origine. In particolare, sono contrapposti i gruppi ad alto e basso reddito. Hanno rilevanza, infine, anche fattori non economici, i quali, a parità di altre condizioni, aumentano per le femmine (relativamente ai maschi) l'utilità associata all'indipendenza dai genitori.

La prima implicazione di *policy* di questa analisi è di carattere generale. Essa concerne la necessità di una *ri*-responsabilizzazione del sistema di welfare per consentire una *de-re*-responsabilizzazione delle famiglie. La debolezza delle tutele pubbliche, infatti, ha spostato sulle famiglie costi che dovrebbero essere socializzati. Ma, come detto, relativamente alla capacità di affrontare tali costi, le famiglie non sono tutte uguali. Una chiara individuazione dei gruppi realmente svantaggiati, quindi, è imprescindibile. Ne consegue che all'universalismo sia da preferirsi un *targeting* selettivo: in presenza di un vincolo di bilancio gli interventi selettivi hanno una efficacia maggiore, in quanto si basano su una concentrazione delle risorse (a favore di gruppi definiti) piuttosto che su una loro dispersione.

Una volta considerata l'eterogeneità *tra* gruppi, non va ignorata l'eterogeneità *nei* gruppi. Gli individui che si trovano in una posizione di svantaggio relativo, infatti, non sono soggetti omogenei tra loro. Questo ci sposta dalle considerazioni sul *target* ad alcune considerazioni sul metodo degli interventi. L'esigenza di considerare la natura multidimensionale del processo di affrancamento dalla famiglia d'origine implica la necessità di andare oltre la semplice redistribuzione del reddito, puntando invece sulla equità nelle *capabilities*. L'erogazione selettiva di servizi, piuttosto che i trasferimenti monetari, risponde più efficacemente a questa esigenza.

Infine, è auspicabile un nuovo sistema di politiche per la casa. La crescita straordinaria del prezzo delle case e degli affitti (soprattutto negli ultimi dieci anni) colpisce direttamente le nuove generazioni alla ricerca della prima abitazione (Berloff, Villa, 2007), ma con forza diversa a seconda della famiglia di provenienza. Gli interventi rivolti alla soluzione del problema abitativo costituiscono misure di grande incisività sulla scelta di uscita.

APPENDICE A. VARIABILE LATENTE

Per il soggetto i -esimo la funzione di utilità indiretta si scriverà come:

$$U_i = x_i \theta + \eta_i$$

in cui x_i è il vettore di variabili osservabili, θ è il vettore di parametri e η_i è il termine di errore (che include tutto ciò che non è osservabile). Essendo i livelli di utilità associati alle due alternative:

$$\begin{aligned} U_{i1} &= x_i \theta_1 + \eta_{i1} \\ U_{i2} &= x_i \theta_2 + \eta_{i2} \end{aligned}$$

definiamo la variabile latente come differenza tra le due utilità:

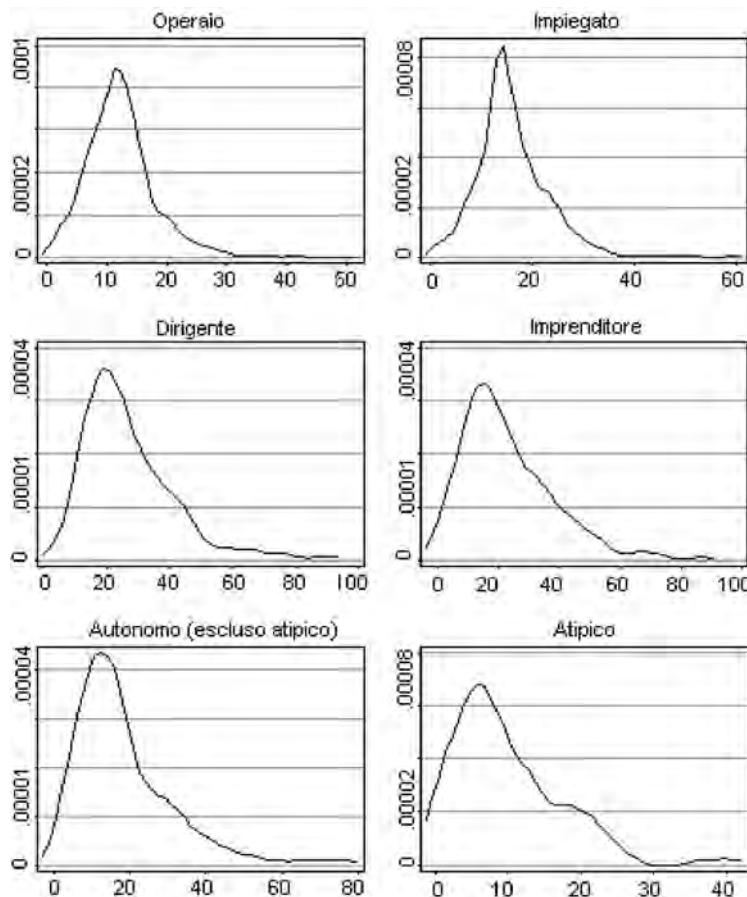
$$H_i^* = (U_{i1} - U_{i2}) = x_i' (\theta_1 - \theta_2) + (\eta_{i1} - \eta_{i2}) = x_i' \beta + \varepsilon_i$$

dove $\beta = (\theta_1 - \theta_2)$ e $\varepsilon_i = (\eta_{i1} - \eta_{i2})$.

APPENDICE B. DISTRIBUZIONE DEI REDDITI TRA CATEGORIE PROFESSIONALI

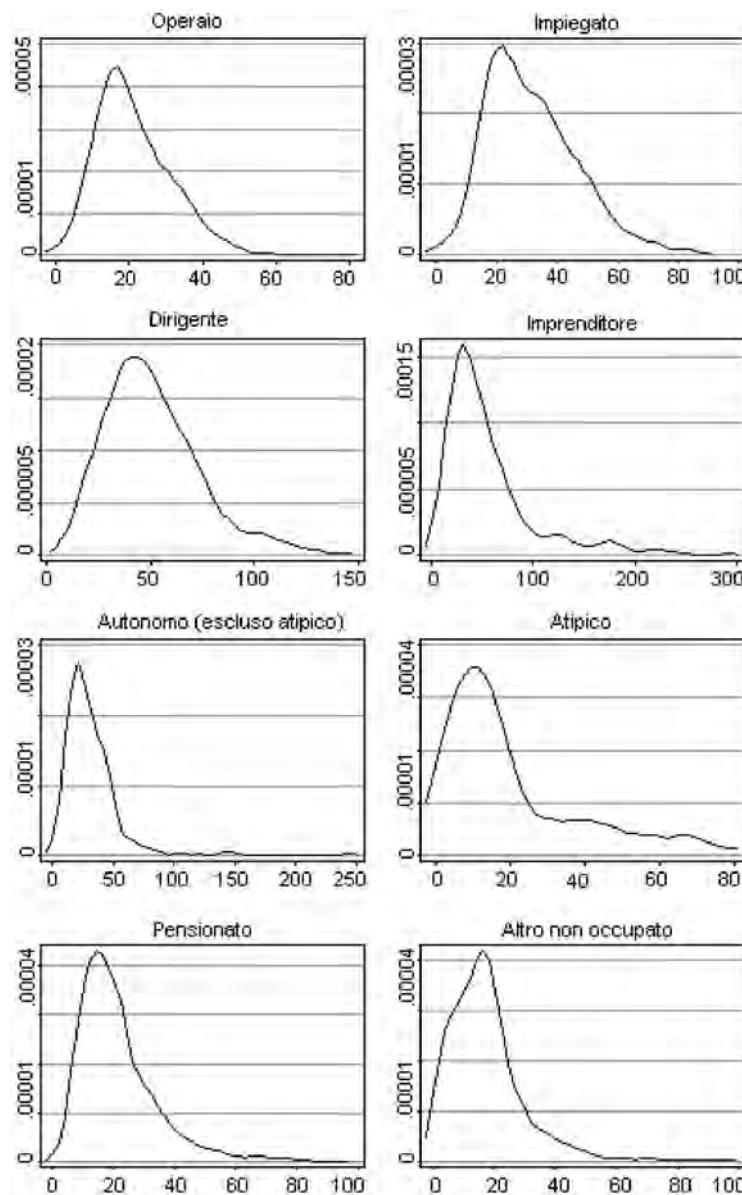
La FIG. 2 e la FIG. 3 mostrano le distribuzioni dei redditi relative alle diverse categorie professionali, per il gruppo dei giovani (18-39 anni) e per quello dei genitori (40 anni e più).

Figura 2. Distribuzione dei redditi (totali) individuali secondo la categoria professionale. Coorte 18-39 anni. In migliaia di euro (anno 2004)



Fonte: nostra elaborazione su dati SHIW (Banca d'Italia).

Figura 3. Distribuzione dei redditi (totali) delle coppie di genitori secondo la categoria professionale del capofamiglia. Coorte 40 anni e più. In migliaia di euro (anno 2004)



Fonte: nostra elaborazione su dati SHIW (Banca d'Italia).

APPENDICE C. ANALISI DELLE CORRISPONDENZE MULTIPLE

Nell'analisi delle corrispondenze multiple valgono le proprietà *quasi-baricentriche*. Date tali proprietà si avrà che l'individuo i -esimo si trova nel baricentro delle modalità che possiede, cioè:

$$c_{\alpha}^*(i) = \frac{1}{\sqrt{\lambda_{\alpha}}} \sum_{j \in m(i)} z_{ij} c_{\alpha j}^*$$

e che ogni punto modalità rappresenta il baricentro degli individui che la possiedono, cioè:

$$c_{\alpha}^*(j) = \frac{1}{z_{ij} \sqrt{\lambda_{\alpha}}} \sum_{j \in I(j)} z_{ij} c_{\alpha j}$$

Per la valutazione del risultato si utilizzano le seguenti quantità:

1) qualità della rappresentazione della singola modalità (*contributo relativo*):

$$QLT_{F1,F2}(i) = \cos^2(A_i, F_1 F_2) = \frac{\sum_{\alpha=1}^2 c_{\alpha}^2(i)}{\sum_{\alpha=1}^{c-1} c_{\alpha}^2(i)}$$

2) peso della modalità nella determinazione del fattore (*contributo assoluto*):

$$CTA_{\alpha}(i) = \frac{p_i c_{\alpha}^2(i)}{\lambda_{\alpha}}$$

La TAB. 4 mostra i risultati statistici dell'ACM.

Tabella 4. Analisi delle corrispondenze multiple. Descrizione del piano

	Coordinata		Contributo assoluto		Contributo relativo (\cos^2)	
	Fatt. 1	Fatt. 2	Fatt. 1	Fatt. 2	Fatt. 1	Fatt. 2
<i>Status del figlio</i>						
Operaio	-1,05	0,48	19,6	4,1	0,30	0,06
Impiegato	0,98	0,14	12,1	0,3	0,17	0,00
Dirigente	1,85	0,22	3,9	0,1	0,05	0,00
Imprenditore	1,84	0,30	4,7	0,1	0,06	0,00
Autonomo	-0,31	-3,92	0,3	44,3	0,00	0,54
Atipico	1,21	1,26	0,9	1,0	0,01	0,01
Studente	0,32	0,03	3,2	0,0	0,06	0,00
Disoccupato	-0,50	-0,10	4,0	0,2	0,06	0,00
<i>Status del CF</i>						
CF operaio	-1,33	0,59	19,8	3,9	0,28	0,05
CF impiegato	0,49	0,25	4,2	1,1	0,06	0,02
CF dirigente	1,39	0,06	6,2	0,0	0,08	0,00
CF imprenditore	1,06	0,50	4,9	1,1	0,06	0,01
CF autonomo	-0,36	-2,43	0,9	40,1	0,01	0,51
CF pensionato	0,37	-0,08	3,6	0,2	0,06	0,00
CF disoccupato	-0,68	0,35	6,8	1,4	0,10	0,03

(segue)

Tabella 4 (seguito)

	Coordinata		Contributo assoluto		Contributo relativo (\cos^2)	
	Fatt. 1	Fatt. 2	Fatt. 1	Fatt. 2	Fatt. 1	Fatt. 2
<i>Uscita</i>						
Non esce	-0,09	-0,05	0,6	0,2	0,06	0,02
Esce	0,66	0,37	4,4	1,5	0,06	0,02

Autovalore λ_1 : 0,4002.Autovalore λ_2 : 0,3906.

Traccia della matrice

diagonalizzata: 4,6667.

Fonte: nostra elaborazione su dati SHIW (Banca d'Italia).

RIFERIMENTI BIBLIOGRAFICI

- AASSVE A., BILLARI F. C., ONGARO F. (2001), *The Impact of Income and Employment Status on Leaving Home: Evidence from the Italian ECHP Sample*, "Labour. Review of Labour Economics and Industrial Relations", n. 3, pp. 501-29.
- ATELLA V. (2006), *Famiglie, potere d'acquisto e concorrenza*, www.lavoce.info (17 luglio).
- BANCA D'ITALIA (2006), *I bilanci delle famiglie italiane nell'anno 2004*, Supplementi al "Bollettino Statistico. Indagini Campionarie", anno XVI, n. 7.
- BARBIERI P., SCHERER S. (2005), *Le conseguenze sociali della flessibilizzazione del mercato del lavoro in Italia, "Stato e Mercato"*, n. 2, pp. 56-90.
- BECKER G. S. (1981), *A Treatise on the Family*, Harvard University Press, Cambridge.
- BECKER S. O. *et al.* (2005), *Job Insecurity and Children's Emancipation*, CEPR Discussion Paper, n. 5339.
- BENZECRI J. P. (1973), *L'analyse des données*, Correspondances Dunod, Paris.
- BERLOFFA G., VILLA P. (2007), *Inequality across Cohorts of Households: Evidence from Italy*, GRADE Discussion Paper, n. 11.
- BETTIO F. (2006), *Strong in Tradition and yet Innovative: The Puzzles of the Italian Family*, in M. Rebick, A. Takenaka (eds.), *The Changing Japanese Family*, Routledge, London, pp. 54-73.
- BLAU P. M., DUNCAN O. D. (1967), *The American Occupational Structure*, Wiley, New York.
- BOERI T., BRANDOLINI A. (2004), *The Age of Discontent: Italian Households at the Beginning of the Decade*, "Giornale degli Economisti e Annali di Economia", nn. 3-4, pp. 449-87.
- BOLASCO S. (1999), *Analisi multidimensionale dei dati: metodi, strategie e criteri di interpretazione*, Carocci, Roma.
- BRANDOLINI A., CIOPOLLINE P., SESTITO P. (2002), *Earnings Dispersion, Low Pay and Household Poverty in Italy. 1977-1998*, in D. Cohen, T. Piketty, G. Saint-Paul (eds.), *The Economics of Rising Inequalities*, Oxford University Press, Oxford, pp. 225-64.
- BROWNING M. *et al.* (1994), *Incomes and Outcomes: A Structural Model of Intrahousehold Allocation*, "Journal of Political Economy", n. 6, pp. 1067-96.
- BUZZI C. (2002), *Transizione all'età adulta e immagini dal futuro*, in C. Buzzi, A. Cavalli, A. De Lillo (a cura di), *Giovani nel nuovo secolo: quinto rapporto IARD sulla condizione giovanile in Italia*, il Mulino, Bologna, pp. 19-39.
- CAIN G. G. (1976), *The Challenge of Segmented Labor Market Theories to Orthodox Theory: A Survey*, "Journal of Economic Literature", n. 4, pp. 1215-57.
- CARBONARO G. (1985), *Nota sulla scala di equivalenza*, in *La povertà in Italia: studi di base*, Presidenza del Consiglio dei Ministri - Commissione di indagine sulla povertà, Roma.
- COBALTI A., SCHIZZEROTTO A. (1994), *La mobilità sociale in Italia*, il Mulino, Bologna.
- CONTINI B., TRIVELLATO U. (a cura di) (2005), *Eppur si muove: dinamiche e persistenze nel mercato del lavoro italiano*, il Mulino, Bologna.
- EUROSTAT (2007), *Population and Social Condition*, <http://epp.eurostat.ec.europa.eu>
- FACCHINI C. (2002), *La permanenza dei giovani nella famiglia d'origine*, in C. Buzzi, A. Cavalli, A. De Lillo

- lo (a cura di), *Giovani nel nuovo secolo: quinto rapporto IARD sulla condizione giovanile in Italia*, il Mulino, Bologna, pp. 159-86.
- FOGLI A. (2004), *Endogenous Labor Market Rigidities and Family Ties*, articolo presentato al convegno “European Summer Symposium in Labour Economics”, University of Bonn, 15-18 settembre.
- GHIDONI F. (2002), *Determinants of Young Europeans' Decisions to Leave the Parental Household*, mimeo, London School of Economics.
- GIULIANO P. (2002), *The Peter Pan Paradox: Why Mediterranean Youth Stay at Home, Do not Marry, Do not Have Children (and May not Work)*, mimeo, University of California, Berkeley.
- KATZ E. (1997), *The Intra-Household Economics of Voice and Exit*, “Feminist Economics”, n. 3, pp. 25-46.
- ISTAT (2003), *Parentela e reti di solidarietà*, Roma.
- ID. (2006), *Strutture familiari e opinioni su famiglia e figli: anno 2003*, Roma.
- LIANG K. Y., ZEGER S. L. (1986), *Longitudinal Data Analysis Using Generalized Linear Models*, “Biometrika”, n. 73, pp. 13-22.
- LUNDBERG S. (2005), *Gender and Household Decision-Making*, articolo presentato al XVIII Workshop on Gender Economics, Università di Siena (Certosa di Pontignano, 4-7 luglio).
- MANACORDA M., MORETTI E. (2005), *Why Do most Italian Young Men Live with Their Parents? Intergenerational Transfers and Household Structure*, CEPR Discussion Paper, n. 5116.
- MANSER M., BROWN M. (1980), *Marriage and Household Decision Making: A Bargaining Analysis*, “International Economic Review”, n. 1, pp. 31-44.
- MCELROY M. B. (1985), *The Joint Determination of Household Membership and Market Work: The Case of Young Man*, “Journal of Labor Economics”, n. 3, pp. 293-316.
- MEGALE A., D'ALOIA G., BIRINDELLI L. (2005), *I salari nei primi anni 2000: potere d'acquisto, contrattazione e produttività in Italia e in Europa*, IRES-Ediesse, Roma.
- PHIPPS S. A., BURTON P. S. (1996), *Collective Models of Family Behaviour: Implications for Economic Policy, “Canadian Public Policy”*, n. 12, pp. 129-43.
- PICCONE STELLA S. (1997), *I giovani in famiglia*, in M. Barbagli, C. Saraceno (a cura di), *Lo stato delle famiglie in Italia*, il Mulino, Bologna, pp. 151-62.
- RODGERS G. (1989), *Precarious Work in Western Europe: The State of the Debate*, in G. Rodgers, J. Rodgers (eds.), *Precarious Jobs and Labour Market Regulation*, International Institute for Labour Studies, Geneva, pp. 1-16.
- SAMUELSON P. A. (1956), *Social Indifference Curves*, “The Quarterly Journal of Economics”, n. 1, pp. 1-22.
- SARACENO C. (2004), *Sentirsi poveri*, www.lavoce.info (14 aprile).
- SCABINI E., DONATI P. (a cura di) (1988), *La famiglia lunga del giovane adulto*, Vita e Pensiero, Milano.
- TREIMAN D. (1970), *Industrialization and Social Stratification*, in E. O. Laumann (ed.), *Social Stratification: Research and Theory for the 1970's*, Bobbs Merrill, Indianapolis, pp. 207-34.