

WWW.SOCIOLOGIA.UNIMI.IT

Dipartimento di Studi Sociali e Politici  
Università degli Studi di Milano



**Working Paper 6/07**

## Corsi di vita e dinamiche della povertà in Italia

Ferruccio Biolcati Rinaldi

WWW.SOCIOLOGIA.UNIMI.IT

Dipartimento di Studi Sociali e Politici  
Facoltà di Scienze Politiche,  
via Conservatorio 7 - 20122  
Milano - Italy

Tel.: 02 503 18801

02 503 18820

Fax: 02 503 18840

E-mail: [comunicazione@sociol.unimi.it](mailto:comunicazione@sociol.unimi.it)

## CORSI DI VITA E DINAMICHE DELLA POVERTÀ IN ITALIA

Ferruccio Biolcati Rinaldi

### **Premessa**

Questo *working paper* si basa sulla omonima relazione da me presentata insieme a Giuseppe Giampaglia al convegno conclusivo del PRIN COFIN 2003 “La società italiana tra persistenze e mutamenti”, convegno che si è svolto presso la Facoltà di Sociologia dell’Università di Roma “La Sapienza” il 16 giugno 2006. Non sono qui però ripresi alcuni temi trattati nella parte introduttiva della relazione per i quali rinvio a Giampaglia [2006]. Desidero ringraziare i partecipanti al convegno, e in particolare Massimo Paci e Daniele Novello, per le osservazioni e le critiche che mi sono state fatte in quella occasione. Desidero anche ringraziare Stephen P. Jenkins, per gli utili consigli fornitimi in occasione della mia partecipazione alla 37<sup>th</sup> *Summer School in Social Sciences Data Analysis and Collection* dello *European Consortium for Political Research (ECPR)* presso la *University of Essex* a Colchester, e Richard Layte, per avere condiviso alcune parti del suo prezioso lavoro di analisi.

## 1. Teorie della povertà

Nell'affrontare il tema della povertà, in una prospettiva statica (quanti sono i poveri? quali sono le loro caratteristiche?) piuttosto che in una prospettiva dinamica (quanto dura la povertà? come si entra e come si esce dalla povertà?), si possono individuare in letteratura almeno quattro teorie – teoria della persistenza, teoria del corso di vita, teoria dell'individualizzazione e teoria delle classi sociali – che riprendiamo ora sommariamente.

Delle teorie appena richiamate la *teoria della persistenza* – adottiamo qui il termine proposto da Andress e Schulte [1998], Layte e Whelan [2003] parlano invece di “svantaggio cumulativo” – è sicuramente quella più specifica, legata all'analisi dei processi di impoverimento. L'assunto alla base della teoria della persistenza è che «le conseguenze individuali, istituzionali e sociali della povertà siano allo stesso tempo le cause della sua persistenza» [Andress e Schulte 1998, 331]. La povertà si configurerebbe come un circolo vizioso che una volta instauratosi tende ad autoalimentarsi. I meccanismi di funzionamento di tale dispositivo sono piuttosto eterogenei: psico-sociali, culturali, territoriali, di breve o lungo periodo<sup>1</sup>. Tra le teorie che ricadono sotto l'assunto della persistenza troviamo infatti la “cultura della povertà” – nei quartieri poveri delle grandi città si sviluppa una specifica subcultura che viene tramandata di generazione in generazione e che fa della povertà la propria ragion d'essere – e la “dipendenza dal welfare” – i servizi sociali non soddisfano bisogni ma

---

<sup>1</sup> Sui modelli teorici di dipendenza/autonomia dall'assistenza economica si veda l'interessante sistematizzazione di Bane e Ellwood [1994, 67-123].

paradossalmente li creano disincentivando la partecipazione al mercato del lavoro e la formazione stabile di una famiglia da parte degli utenti<sup>2</sup>.

Secondo la *teoria del corso di vita* la povertà assume forme diverse a seconda della fase di vita in cui si trova un individuo o una famiglia [Saraceno 2001; Olagnero 2004]. L'origine di questa prospettiva è da rintracciare nei lavori di Benjamin S. Rowntree che, nel suo studio sulla povertà in una cittadina del nord dell'Inghilterra alla fine del diciannovesimo secolo, evidenziò come gli operai non fossero poveri per tutta la loro vita ma in certe fasi specifiche: nell'infanzia, successivamente alla nascita dei figli e nella vecchiaia. Ricerche recenti hanno evidenziato alcune fasi del corso di vita in cui i rischi di povertà sono più accentuati: quando i giovani transitano dal sistema formativo al mercato del lavoro, in occasione della nascita dei figli, in caso di separazione o morte del partner, durante la vecchiaia [Andress e Schulte 1998, 332].

Mentre le teorie appena esposte sono in qualche modo specifiche, guardando ai processi sociali da una prospettiva particolare, la teoria dell'individualizzazione e la teoria delle classi sociali rappresentano teorie generali dei sistemi sociali. La contrapposizione tra i due approcci si può ricondurre alla dicotomia azione-struttura. Gli autori che si rifanno alla *teoria dell'individualizzazione* sostengono che anche la povertà dipende sempre più dalla capacità di azione (*agency*) degli individui, dalle decisioni prese o meno, dalle scelte compiute o meno, sulla base delle proprie valutazioni e

---

<sup>2</sup> La teoria della persistenza è coerente col fortunato quanto dibattuto concetto di esclusione sociale: questa infatti «si riferisce ad una situazione in cui gli individui risentono degli svantaggi cumulativi derivanti dalla marginalizzazione nel mercato del lavoro, dalla povertà e dall'isolamento sociale. I differenti aspetti della deprivazione si rinforzano a vicenda nel tempo, e innescano una spirale discendente in cui l'individuo arriva a perdere le risorse economiche e sociali necessarie per partecipare alla società e per conservare un senso di dignità sociale» [Gallie e Paugam 2000, 370]. Persistenza ed esclusione si legano poi al modello della "società dei due terzi", secondo cui la struttura sociale sarebbe spaccata in due: da una parte una *middle mass*, nella quale ricadrebbero circa i due terzi della popolazione delle società affluenti e che costituirebbe una sorta di corpo centrale delle organizzazioni societarie, dall'altra una *underclass* di esclusi.

competenze soggettive. In tal modo si viene a creare una situazione in cui i profili di povertà sono sempre più atipici e difficilmente riconducibili agli usuali ordini di differenziazione sociale; le norme e i valori tradizionali, le fonti di identità collettiva originatrici dei classici processi di stratificazione sociale allentano la loro presa sugli individui riducendo il potere esplicativo delle tradizionali variabili socio-demografiche [Beck 1986].

Opposta a questa è la posizione degli autori della *teoria delle classi*, i quali sostengono la rilevanza e il primato della classe sociale come fattore di stratificazione, per quanto si debba tenere conto del carattere sempre più complesso delle linee di divisione sociale comportato dai processi di progressiva differenziazione: «esistono buoni motivi per continuare a credere nella centralità delle classi sociali e nella persistenza di questa centralità nel lungo periodo. Rimane, tuttavia, vero [...] che sostenere il primato delle classi nel complessivo sistema della stratificazione sociale non implica negare che altre variabili intervengano nel determinare le biografie e le condizioni di vita dei singoli e dei gruppi, né che queste altre variabili, in alcune condizioni istituzionali e in alcuni ambiti di vita associata, possano risultare, nel breve e nel medio periodo, più incisive e socialmente visibili delle disuguaglianze di classe» [Schizzerotto 2002, 45-46].

Il dibattito teorico tra queste posizioni nel campo degli studi sulla povertà ha iniziato ad articolarsi sul finire degli anni '90 in seguito alla pubblicazione in lingua inglese del volume di due autori tedeschi [Leisering e Leibfried 1999] che presentava i risultati di un prolungato programma di ricerca. Il lavoro ha suscitato un discreto interesse, anche perchè è stato visto come la prima applicazione empirica (nel campo della povertà) della teoria dell'individualizzazione di Beck [1986], teoria spesso

criticata perché ritenuta non suscettibile di controllo empirico [Barbera 2004, 46-49]. Rispetto al quadro teorico sopra delineato, la rilevanza della proposta sta nella combinazione della teoria dell'individualizzazione e della teoria del corso di vita: «fare riferimento al “corso di vita” significa analizzare la povertà in una prospettiva dinamica strutturata sia dagli ordinamenti istituzionali sia dagli orizzonti biografici individuali. Questi due livelli interagiscono definendo la struttura temporale dell'intero arco di vita degli individui» [Leisering e Leibfried 1999, 6]. Adottando la prospettiva del corso di vita, la povertà viene a definirsi come “temporalizzata” [Leisering e Leibfried 1999, 9], ossia strettamente legata a specifiche fasi di vita. Come tale ha un carattere che è maggiormente transitorio di quello comunemente dato per scontato, e rappresenta spesso per gli individui e per le famiglie un episodio che è possibile superare sulla base della propria capacità di azione.

Layte e Whelan, richiamandosi alla «tradizione europea di analisi delle classi» [2002, 209-210], hanno criticato sulla base di argomenti empirici sia la teoria della persistenza sia la teoria dell'individualizzazione di Leisering e Leibfried [1999]. In particolare, relativamente a quest'ultima, si sostiene che «anche controllando per fattori come la tipologia familiare o la separazione e il divorzio, le variabili di stratificazione tradizionali come la classe sociale, l'istruzione e la disoccupazione di lungo periodo hanno una influenza sostanziale sulla durata della povertà in molti paesi europei» [Layte e Whelan 2002, 228-230]<sup>3</sup>. Anche in Italia, seppure in una logica di maggiore contrapposizione tra variabili di stratificazione e variabili del corso di vita, si è arrivati a conclusioni simili sulla base dell'analisi dei dati dell'Indagine Multiscopo sulle Famiglie “Aspetti della vita quotidiana” del 2001: «abbiamo avuto modo di constatare

---

<sup>3</sup> Per la replica a queste critiche si rinvia a Leisering [2003].

che il potere predittivo associato a questi eventi di corso di vita è decisamente inferiore rispetto alla forza discriminante esercitata dallo status occupazionale e dalla classe sociale» [Lucchini, Maretti e Sarti 2005, 99; si veda anche Lucchini e Sarti, 2005].

## **2. Modello analitico, dati e tecniche di analisi**

La nostra proposta di analisi rispetto al quadro appena delineato si basa sull'argomentazione che segue. La povertà può essere concettualizzata come un rapporto (squilibrato) tra risorse e bisogni. Le risorse dipendono dall'insieme di redditi di varia natura – redditi da lavoro, redditi non da lavoro (investimenti, proprietà, trasferimenti privati alle famiglie) e trasferimenti sociali – che i membri della famiglia riescono ad accumulare. I bisogni dipendono dal numero di componenti della famiglia ma anche dalla natura dei bisogni, ossia dagli eventuali carichi di cura (bambini piccoli, disabili, anziani non autosufficienti) che possono comportare costi particolari o disincentivare la partecipazione di altri membri della famiglia al mercato del lavoro.

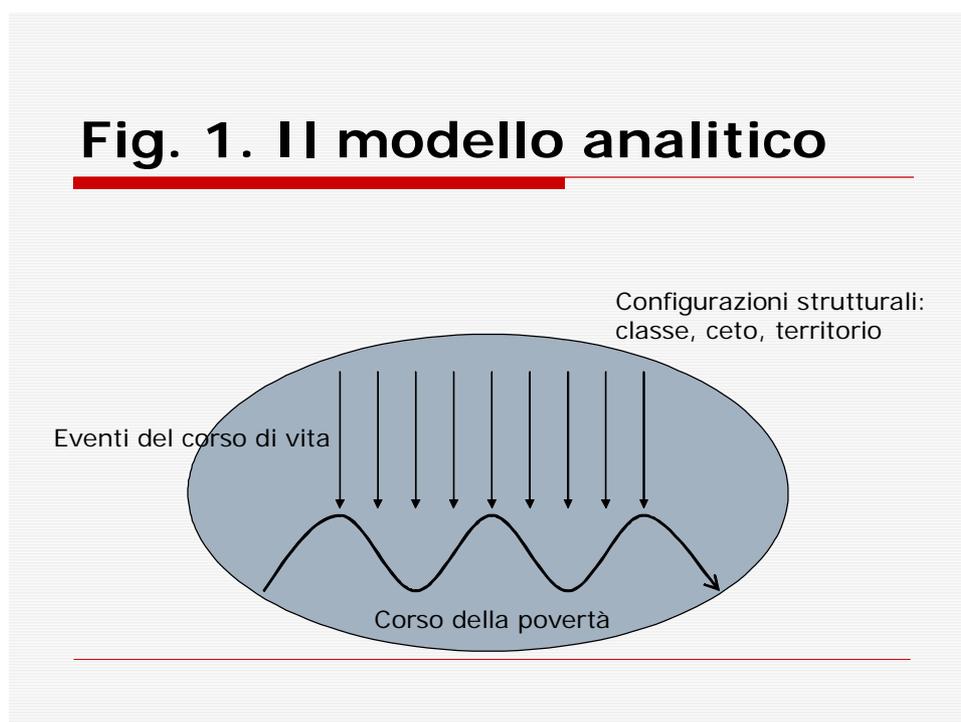
Il corso di vita familiare e i corsi di vita individuali che in questo si compongono hanno un effetto immediato sulla povertà così intesa. La possibilità di trovare un equilibrio tra risorse e bisogni varia per le persone sole, per le famiglie appena formate senza figli, per le giovani famiglie con figli piccoli, per le famiglie mature che hanno figli grandi o dove i figli sono già usciti di casa, ecc. Queste possibilità del corso di vita familiare riassumono la combinazione di diversi corsi di vita individuali che influenzano notevolmente sia la condizione sul mercato del lavoro e rispetto al sistema di welfare degli individui e quindi l'insieme di risorse disponibili a livello familiare, sia

i bisogni familiari così come vengono a configurarsi in seguito agli eventi dei corsi di vita (la nascita di un figlio, la formazione di una famiglia, l'insorgere di una malattia, la morte o la separazione dal partner, l'uscita di casa di un figlio, ecc.).

Se quindi gli eventi del corso di vita familiare hanno un effetto *immediato* sulla povertà modificando sia l'ammontare e la tipologia di risorse accumulate sia la quantità e la qualità dei bisogni da soddisfare, la natura analitica delle configurazioni strutturali (ceto, classe, territorio) nelle quali sono inseriti gli individui è diversa. Queste constano delle aspirazioni, risorse (qui non solo monetarie), vincoli e opportunità con cui gli individui affrontano il proprio corso di vita cercando – con successo o meno – di governarlo al fine di assicurarsi un equilibrato rapporto tra risorse e bisogni. Le configurazioni strutturali hanno quindi un effetto *mediato* sulla povertà, mediato appunto dagli eventi dei corsi di vita. In altri termini gli individui, sulla base delle configurazioni strutturali all'interno delle quali sono collocati, affrontano il corso di vita con diversi obiettivi, possibilità e vincoli, che li portano a disegnare percorsi differenziati dove l'equilibrio tra risorse e bisogni è più o meno raggiunto.

Quindi, nella prospettiva di una differenza analitica tra questi due ordini di fattori, la domanda di ricerca non riguarda l'importanza relativa delle variabili del corso di vita *rispetto* alle variabili strutturali nello spiegare le dinamiche della povertà, ma gli esiti dei corsi di vita familiari *dato* certe configurazioni strutturali. In altri termini, il problema analitico diventa quello di indagare gli effetti dei differenti corsi di vita sulla condizione di povertà o benessere a seconda dei diversi contesti istituzionali: come nei diversi paesi, nelle diverse regioni di uno stesso paese, nei diversi periodi storici, le configurazioni di classe, ceto e territorio modificano l'entità nonché la tipologia degli effetti del corso di vita sulla povertà. Nella Fig. 1 abbiamo cercato di rendere

graficamente il modello analitico che si è cercato qui di definire. Le dinamiche della povertà, le transizioni delle famiglie dal benessere alla povertà e viceversa vengono rappresentate da una linea che si sviluppa nel tempo con un moto oscillatorio. Le oscillazioni sono l'effetto degli eventi del corso di vita (trovare lavoro, avere un figlio, separarsi, ecc.), tali effetti non sono però assoluti ma relativi alle diverse configurazioni strutturali: è questo carattere di relatività che vuole sottolineare l'ovale che circonda le frecce e la linea oscillante.



Il modello analitico appena presentato è stato applicato ai dati provenienti dalla sezione italiana del Panel Europeo sulle Famiglie (*European Community Household Panel – ECHP*). È questa una indagine, iniziata nel 1994 e ripetutasi annualmente fino al 2001 (otto ondate), che aveva lo scopo di fornire statistiche comparative per i paesi

membri dell'Unione Europea su temi quali il reddito, il lavoro, la povertà e l'esclusione sociale, la casa, la salute, ecc. Il Panel Europeo sulle Famiglie prevedeva tre strumenti di rilevazione (registro familiare, questionario familiare e questionario individuale) che con diverse modalità sono stati sottoposti – nella prima ondata – a 60.819 famiglie (di cui 7.115 italiane) e a 129.909 individui (di cui 17.729 italiani) [EUROSTAT 2003]<sup>4</sup>. A partire dal 2004 gli obiettivi del Panel Europeo sulle Famiglie continuano a essere perseguiti dall'indagine EU-SILC (*European Union Statistics on Income and Living Conditions*). Questa però presenta varie differenze rispetto alla precedente indagine a partire dal fatto che si tratta di un *rotating panel* [Duncan e Kalton 1987] dove gli individui vengono intervistati annualmente per quattro anni [EUROSTAT 2006]<sup>5</sup>.

I dati italiani del Panel Europeo sulle Famiglie verranno analizzati seguendo l'approccio della *Event History Analysis*<sup>6</sup>, che costituisce un insieme di tecniche utilizzato per l'analisi dei cosiddetti dati di durata. Questo tipo di dati registrano la durata di episodi, ossia la permanenza dell'unità di analisi (individuo, famiglia, ecc.) in uno stato, permanenza che termina con un evento. Ad esempio, un episodio di occupazione termina con un evento che può essere il licenziamento, il pensionamento o altro ancora; un matrimonio finisce con una separazione o con la morte del coniuge; un episodio di assistenza economica termina con un evento che può essere un nuovo lavoro, un diverso sussidio, ecc.; un episodio di povertà si conclude grazie a un nuovo lavoro, perché un figlio esce di casa, ecc. Le tecniche di regressione standard non

---

<sup>4</sup> Per una discussione del problema dell'attrito nel Panel Europeo sulle Famiglie si rinvia a Rendtel *et al.* [2004].

<sup>5</sup> Si è preferito utilizzare il Panel Europeo sulle Famiglie rispetto all'Indagine sui Bilanci delle Famiglie Italiane della Banca d'Italia poiché quest'ultima, trattandosi di un *split panel* [Duncan e Kalton 1987], prevede solo una quota di individui (3.604 nel 2004, pari a circa il 45,0% del campione) che vengono reintervistati negli anni [Banca d'Italia 2006].

<sup>6</sup> Per quanto si tratti di tecniche che stanno conoscendo una rapida diffusione, mantengono un certo carattere di novità per cui ci sembra opportuno soffermarvisi con qualche dettaglio. Questa esposizione è ripresa da Biolcati Rinaldi [2006, 64-72].

possono essere utilizzate per l'analisi di questo tipo di dati in quanto non permettono di tenere propriamente conto di due problemi: la censura, ossia il fatto che di certi episodi non è possibile osservare l'inizio (censura a sinistra) o la fine (censura a destra) poiché queste si collocano al di fuori della finestra d'osservazione del ricercatore; le covariate che variano nel tempo, ossia il fatto che durante l'episodio alcune variabili indipendenti possono cambiare stato (ad esempio il titolo di studio, il numero di figli, ecc.). Le diverse tecniche di *Event History Analysis* tengono invece esplicitamente conto di questi due problemi [Allison 1984; Blossfeld e Rohwer 2002; Box-Steffensmeier e Jones 2004; Tuma 1994].

I dati *Event History* rilevano quindi non solo il cambiamento degli stati ma anche gli episodi, ossia la durata degli stati. Rispetto ai dati panel che registrano l'eventuale cambiamento di stato a intervalli predeterminati nel tempo – per cui il corso degli avvenimenti tra le diverse ondate rimane sconosciuto – l'indagine delle storie di eventi permette di ricostruire il processo nella sua continuità. Proprio per questa peculiarità la *Event History Analysis* è particolarmente impiegata nello studio dei processi di entrata e uscita dalla disoccupazione o dalla povertà. Inoltre, si è qui preferito questo approccio rispetto all'analisi delle sequenze – che tiene conto dell'intera sequenza di eventi e non delle singole transizioni – perché quest'ultima ha un obiettivo descrittivo mentre la *Event History Analysis* è prevalentemente esplicativa [Ruspini 2004]<sup>7</sup>.

I concetti statistici fondamentali dell'analisi delle storie di eventi sono quattro: la funzione cumulata, la funzione di sopravvivenza, la funzione di densità ed il tasso di

---

<sup>7</sup> Per una rassegna delle principali tecniche di analisi longitudinale utilizzate negli studi sulla povertà si rinvia a Bosco e Negri [2003] e a Walker e Leisering [2003].

transizione [Blossfeld e Rohwer 2002, 31-37; Tuma 1994, 141-143]. Ai nostri fini sarà sufficiente illustrare il secondo e il quarto. Se assumiamo che la durata di un episodio sia una variabile casuale  $T$ , un concetto fondamentale che ne descrive la distribuzione è la funzione di sopravvivenza (*survivor function*):

$$G(t) = \Pr(T > t) \quad (1)$$

Questa è la probabilità che la durata dell'episodio sia maggiore di  $t$ , ossia la probabilità che un evento accada *dopo*  $t$ . La probabilità che un evento accada dopo  $t$  costituisce la probabilità di “sopravvivere” fino a  $t$ : quando  $t = 0$  per nessuna unità di analisi si è verificato l'evento, ma man mano che il tempo passa alcune unità esperiscono l'evento mentre altre sopravvivono. La funzione di sopravvivenza ci dice per ogni valore di  $t$  quale è la probabilità di sopravvivere, ossia quanti sono i sopravvissuti. Questi costituiscono il cosiddetto insieme a rischio (*risk set*), ossia l'insieme delle unità di analisi per cui non si è ancora dato l'evento.

Vi è poi il più importante concetto statistico fondamentale della *Event History Analysis*, il tasso di transizione (*hazard rate*):

$$r(t) = \lim_{t' \rightarrow t} \frac{\Pr(t \leq T < t' | T \geq t)}{t' - t} \quad (2)$$

Il tasso di transizione misura il rischio che un evento accada nell'intervallo infinitesimale  $(t, t')$  condizionato al fatto che questo non si sia dato prima di  $t$ , e può essere interpretato come la propensione al cambiamento da uno stato all'altro. Per

quanto concettualmente il tasso di transizione sia analogo a una probabilità, formalmente non lo è in quanto assume solo valori non negativi che però possono essere maggiori di 1. È poi importante notare che il tasso di transizione lega insieme i cambiamenti di stato e la loro durata per cui offre una descrizione completa dell'evoluzione nel tempo dei processi studiati [Allison 1984, 16-17; Blossfeld e Rohwer 2002, 31-34; Tuma 1994, 142].

Si diceva in precedenza che la *Event History Analysis* non è un singola tecnica statistica ma piuttosto una famiglia di tecniche tra loro collegate. Infatti, è possibile distinguere tra le tecniche focalizzate sulla distribuzione delle durate e quelle che invece, con alla base l'impianto delle tecniche di regressione, studiano come l'occorrere di un evento sia legato alle variabili indipendenti [Allison 1984, 13]. Tale distinzione si sovrappone sostanzialmente alla divisione tra *tecniche parametriche e non parametriche*, a seconda degli assunti fatti sulla distribuzione delle durate. Tra le tecniche non parametriche troviamo il metodo *Life Table* e quello Kaplan-Meier; quelle parametriche si basano invece su diversi modelli: esponenziale, *piecewise constant exponential*, Gompertz-Makeham, Weibull, *log-logistic*, *log-normal*, *sickle*, ecc. Diverse sono le finalità delle due classi di tecniche: mentre le tecniche non parametriche hanno carattere esplorativo e mirano a sintetizzare le regolarità presenti nei dati, le tecniche parametriche hanno finalità esplicative volendo indagare gli effetti di alcune variabili indipendenti sulla variabile al centro dell'indagine [Tuma 1994, 141]<sup>8</sup>.

---

<sup>8</sup> A cavallo tra i modelli parametrici e quelli non parametrici c'è il cosiddetto *modello semiparametrico di Cox*. In tutti i modelli parametrici la variabile dipendente è il tasso di transizione che, in termini molto generali, si può assumere essere funzione di due componenti distinte, un insieme di variabili esplicative e la durata del processo. Questa seconda componente è specificata dai modelli parametrici ma non dal modello di Cox che riesce comunque a stimare le variabili indipendenti col metodo della verosimiglianza parziale. Questa opportunità si rivela particolarmente utile nella situazione

### 3. Le dinamiche di uscita dalla povertà

L'applicazione qui presentata delle tecniche di *Event History Analysis* alla sezione italiana del Panel Europeo sulle Famiglie si concentra sulla durata degli episodi di povertà, ossia sulle transizioni fuori della povertà<sup>9</sup>.

Nella definizione degli episodi di povertà sono stati seguiti i criteri più diffusi in letteratura [Bane e Ellwood 1986; Jenkins 2000]<sup>10</sup>:

---

– molto comune – in cui non si hanno conoscenze a priori sulla forma della distribuzione della durata del processo [Tuma 1994, 149-159].

<sup>9</sup> In seconda istanza si potrebbero considerare gli episodi di non povertà (successivi agli episodi di povertà) e quindi le transizioni dentro la povertà. Per analisi che vertono su questi stessi dati – in cui entrambi questi aspetti sono considerati – si veda Devicienti e Gualtieri [2004; 2006] e Gualtieri [2005]. Altre analisi sulla povertà nel Panel Europeo sulle Famiglie, svolte quando non erano ancora disponibili tutte le otto ondate dell'intero ciclo, sono contenute in CIES [2002, 138-144], Giampaglia e Biolcati Rinaldi [2003], ISTAT [2000, 427-440], Pannuzi [2002].

<sup>10</sup> La definizione di *povertà* è basata sul reddito familiare del mese corrente piuttosto che dell'anno precedente. Si tratta di un indicatore certamente meno affidabile perché maggiormente esposto a oscillazioni di breve periodo ma, nel contesto di una analisi longitudinale, abbiamo ritenuto necessario che le diverse variabili facessero riferimento allo stesso periodo temporale. Il problema nasce dal fatto che le interviste del Panel Europeo sulle Famiglie, che si svolgono in primavera, chiedono informazioni aggiornate al momento dell'intervista, tranne che per il reddito che deve invece riferirsi all'anno solare precedente. Per una discussione del problema si rinvia a Atkinson *et al.* [2002, 105-108]. Per il resto sono stati utilizzati i criteri standard di definizione della povertà: è stata applicata la scala di equivalenza OECD modificata; la linea di povertà è stata fissata al 60% della mediana della distribuzione dei redditi familiari equivalenti.

Per quanto l'unità di analisi sia l'individuo, o meglio gli episodi di povertà individuali, la povertà si definisce – come appena visto – a livello familiare. Per questo motivi abbiamo deciso che tutte le variabili facessero riferimento alla famiglia piuttosto che all'individuo. Per questo motivo si è ritenuto necessario in alcuni casi riferire le variabili alla *persona di riferimento* della famiglia, che è stata identificata con l'individuo col maggior reddito; nel caso che tale informazione non fosse univoca, la persona di riferimento è stata identificata con l'intestatario del foglio di famiglia nel registro dell'anagrafe comunale.

Alcune delle variabili che verranno ora utilizzate necessitano di essere meglio specificate. Una persona è definita *invalida* se dichiara di essere pesantemente ostacolata nello svolgimento delle proprie attività quotidiane da malattie, infermità croniche, disturbi psichici o disabilità.

Le *ripartizioni geografiche* seguono la tradizionale classificazione ISTAT.

Per *livello di istruzione* basso si intende fino alla licenza di scuola media inferiore, mentre per livello di istruzione alto/medio il diploma di scuola media superiore e la laurea (per quanto la corrispondenza non sia puntuale in quanto nel Panel Europeo sulle Famiglie questa variabile unisce il titolo di studio e la formazione sul lavoro). Questa variabile presenta anche il problema di essere stata rilevata nel momento in cui le persone iniziavano a far parte del Panel per essere aggiornata solo a partire

- gli episodi di povertà sono stati definiti a partire dal panel bilanciato, ossia considerando solo gli individui per i quali erano disponibili informazioni per tutte le otto ondate del Panel Europeo sulle Famiglie;
- è stato definito un solo tipo di evento (uscire dalla povertà) e gli episodi ripetuti sono stati considerati come singoli<sup>11</sup>;
- siccome lo stato di povertà o meno degli individui è definito con riferimento a un valore puntuale del reddito equivalente (linea di povertà), potrebbe succedere che piccole variazioni siano sufficienti per avere un cambio di stato (povero/non povero) sovrastimando così le effettive transizioni. Per evitare questo problema gli episodi di povertà sono stati considerati conclusi quando il reddito equivalente superava il 110% della soglia di povertà<sup>12</sup>;
- gli episodi di povertà censurati a sinistra non sono stati considerati.

Come anticipato, lo strumento più efficace per descrivere la distribuzione degli episodi di povertà è la funzione di sopravvivenza. Nella Fig. 2 è rappresentata la funzione di sopravvivenza stimata per il nostro campione: a un anno dall'inizio dell'episodio di povertà il 58% degli individui è ancora povero, il che vuol anche dire che il 42% dopo un anno ha risolto la propria situazione di povertà. Negli anni

---

dalla quinta ondata (1998). Inoltre, sempre prima della quinta ondata gli individui ancora a scuola erano classificati a parte. Nel nostro caso questi problemi non dovrebbero essere troppo rilevanti in quanto viene considerato il livello di istruzione della persona di riferimento della famiglia, la quale è supposta nella maggior parte dei casi avere già completato il proprio percorso educativo.

<sup>11</sup> Per tenere conto dei possibili problemi derivanti dalla strategia appena esposta per le analisi che verranno presentate in seguito, gli errori standard stimati sono stati modificati seguendo le indicazioni di Allison [1984, 51-57].

<sup>12</sup> Ulteriori informazioni a questo proposito sono disponibili presso l'autore.

successivi i valori della funzione di sopravvivenza continuano a diminuire: a due anni dall'inizio dell'episodio il 42% è ancora povero e così via fino al sesto anno quando sono ancora "intrappolati" nella condizione di povertà il 16% degli individui. Come evidenzia la figura, la funzione diminuisce rapidamente all'inizio poi tende ad appiattirsi fino al quarto anno quando la diminuzione diventa invece costante. Questo andamento riflette i valori del tasso di transizione fuori della povertà – ricordiamo che questo può essere interpretato come la propensione al cambiamento da uno stato all'altro – che assume valori decrescenti fino al quarto anno (anno 1: 0,53; anno 2: 0,30; anno 3: 0,23; anno 4: 0,19) per tornare a crescere negli ultimi due anni (anno 5: 0,22; anno 6: 0,30). In altri termini, le chance di uscire dalla povertà diminuiscono nei primi anni mentre sembrano aumentare negli ultimi.

Se questa è la funzione di sopravvivenza dell'intera popolazione, al suo interno si potrà dare una certa eterogeneità. Consideriamo quindi due variabili chiave della nostra analisi: l'istruzione e la ripartizione geografica di residenza<sup>13</sup>. La Fig. 3 evidenzia come la funzione di sopravvivenza degli episodi di povertà degli individui che vivono in una famiglia in cui la persona di riferimento ha un livello di istruzione medio o alto (diploma o laurea) sia sostanzialmente diversa da quella degli individui che vivono in una famiglia in cui la persona di riferimento ha invece un livello di istruzione basso (fino alla licenza media). A un anno dall'inizio dell'episodio continuano a rimanere in stato di povertà il 46% degli individui con livello d'istruzione medio/alto contro il 62% degli individui con livello d'istruzione basso; al chiudersi della nostra finestra

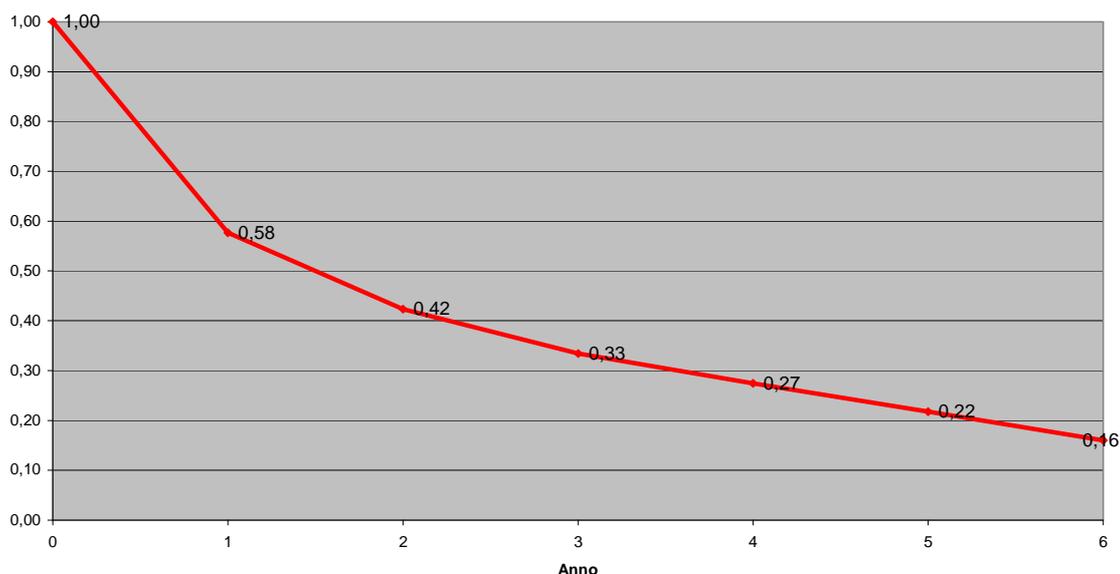
---

<sup>13</sup> Si è cercato anche di definire una variabile relativa alla *classe sociale*. Questa però presenta molti valori mancanti per gli individui non occupati a causa della mancanza di informazioni sulle (eventuale) precedenti esperienze lavorative. Per questo motivo non è stata utilizzata nelle analisi che seguono.

d'osservazione (sesto anno), gli individui ancora in povertà con un livello d'istruzione basso sono quasi il doppio degli individui con livello medio/alto (19% VS. 10%).

**Fig. 2. Funzione di sopravvivenza degli episodi di povertà**

Nota: dati non pesati. Fonte: elaborazione su dati Panel Europeo delle Famiglie, Italia, ondate I-VIII (1994-2001).



Il divario tra i gruppi è ancora più ampia considerando la dimensione territoriale (Fig. 4). Quasi due terzi (65%) degli individui residenti nel Mezzogiorno sono a un anno dall'inizio dell'episodio ancora in povertà, contro il 42% degli individui che vivono nelle regioni settentrionali o centrali. Dopo sei anni un quinto di chi vive nelle regioni meridionali è ancora povero (21%) mentre permane in povertà appena il 5% di quanti risiedono al Centro e al Nord. La Fig. 4 permette di considerare da un ulteriore punto di vista il noto dualismo che caratterizza la povertà in Italia [Negri e Saraceno 1996]<sup>14</sup>.

<sup>14</sup> Le funzioni di sopravvivenza sono state qui stimate col metodo *Life Table*. Nel caso dell'istruzione e della ripartizione geografica di residenza, l'ipotesi dell'uguaglianza delle funzioni di sopravvivenza è falsificata secondo il *Log-rank test* [Blossfeld e Rohwer 2002, 79-81].

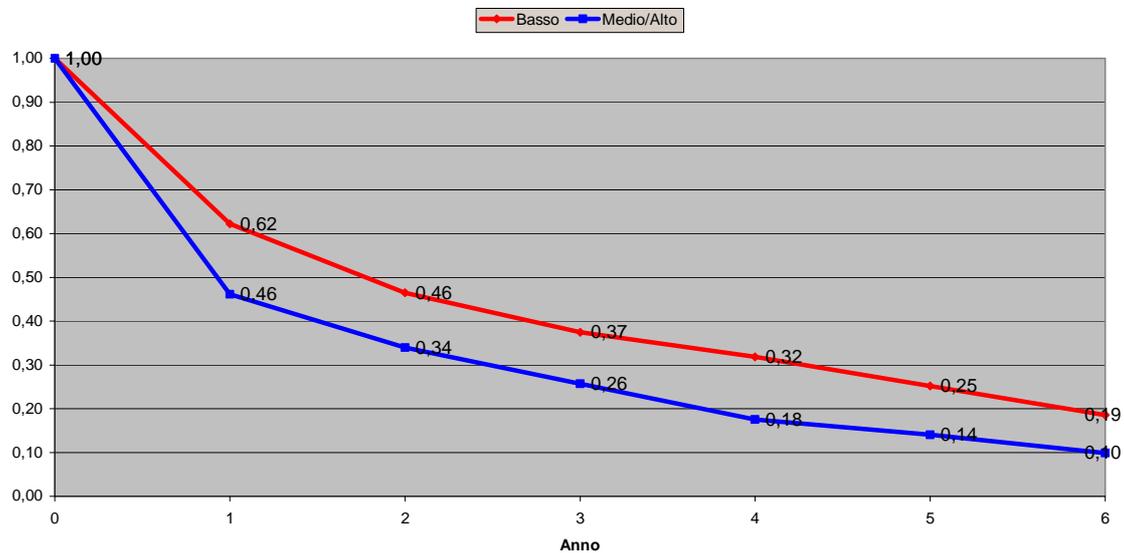
Dopo aver presentato la distribuzione delle durate degli episodi di povertà, passiamo ora ad analizzare come il tasso di transizione fuori dalla povertà – che è la variabile dipendente dei modelli che andremo ora a considerare – sia legato a una serie di variabili indipendenti (covariate). Tra i diversi modelli che ricadono nella famiglia delle tecniche di *Event History Analysis*, utilizzeremo il modello *piecewise constant exponential* [Blossfeld e Rohwer 2002, 120-130]: questo può rivelarsi particolarmente utile nel rilevare processi di dipendenza temporale come quelli ipotizzati dalla teoria della persistenza<sup>15</sup>. Le applicazioni del modello hanno finalità esplorative [Corbetta, Gasperoni e Pisati 2001]: l'obiettivo è quello di rilevare l'effetto di alcune covariate legate al corso di vita familiare sull'uscita dalla povertà, a seconda delle diverse configurazioni strutturali che si è cercato di cogliere considerando l'istruzione e la ripartizione di residenza. Le covariate – alcune delle quali sono direttamente interpretabili come fasi del corso di vita familiare – cercano di focalizzare tre importanti aspetti: struttura familiare, condizione lavorativa dei componenti, bisogni di cura. Per mettere in pratica la proposta analitica del precedente paragrafo, il modello verrà stimato per i diversi gruppi definiti dalle variabili strutturali e i risultati confrontati tra di loro nella logica del confronto tra popolazioni [Bohrnstedt e Knoke 1998, 273-276].

---

<sup>15</sup> Per facilitare l'interpretazione dei parametri, nel testo verranno presentati gli *odds ratio* piuttosto che i coefficienti. Si ricorda che l'interpretazione dei parametri del modello va fatto in relazione alla categoria di riferimento, riconoscibile nelle tabelle dal fatto l'*odds ratio* assume valore uguale a 1.

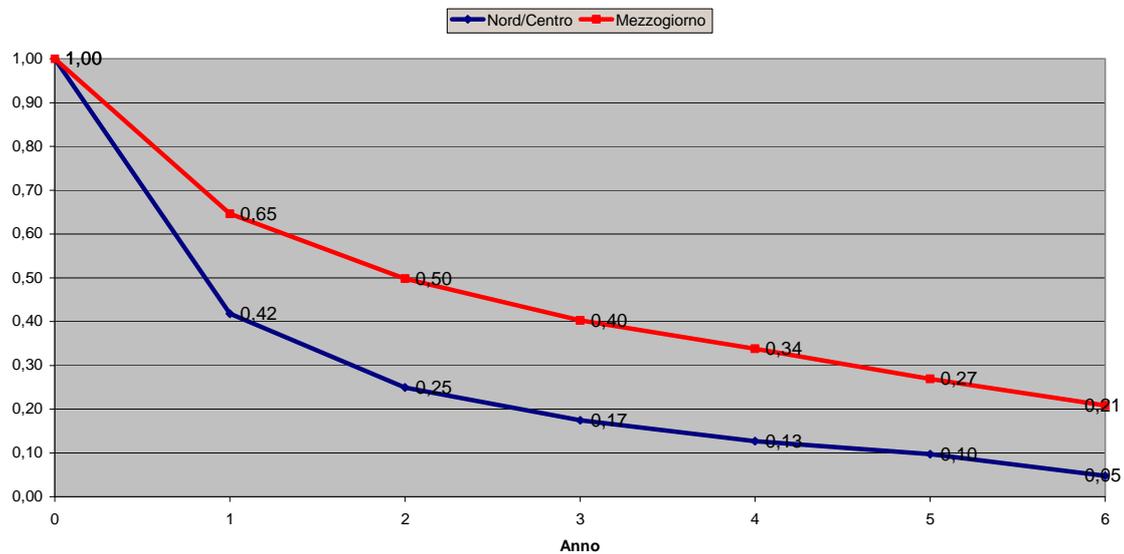
**Fig. 3. Funzione di sopravvivenza degli episodi di povertà per livello d'istruzione della persona di riferimento**

*Nota: dati non pesati. Fonte: elaborazione su dati Panel Europeo delle Famiglie, Italia, ondate I-VIII (1994-2001).*



**Fig. 4. Funzione di sopravvivenza degli episodi di povertà per ripartizione geografica di residenza della famiglia**

*Nota: dati non pesati. Fonte: elaborazione su dati Panel Europeo delle Famiglie, Italia, ondate I-VIII (1994-2001).*



Consideriamo dapprima la Tab. 1 che riporta le stime del modello distinguendo gli individui che vivono in famiglie in cui la persona di riferimento ha un livello di istruzione medio/alto oppure basso. Iniziamo però vagliando brevemente le stime globali riportate nelle ultime colonne della tabella. Innanzitutto emerge un forte effetto di dipendenza temporale: a partire dal secondo anno le chance di uscire dalla povertà diminuiscono progressivamente: al secondo anno l'*odds ratio* è pari a 0,636 e negli ultimi anni scende a 0,387<sup>16</sup>.

La variabile relativa alla tipologia familiare evidenzia invece l'effetto del corso di vita: in particolare le famiglie "giovani" – ossia quelle famiglie, perlopiù coppie, in cui vi è almeno un figlio che ha meno di 14 anni – presentano rispetto alle famiglie senza figli maggiori difficoltà con un *odds ratio* pari a 0,709 (ovvero con chance inferiori di circa un terzo di uscire dalla povertà). Qui è importante rilevare la differenza rispetto alle famiglie "mature" – ossia quelle in cui tutti i figli hanno 14 anni o più – che hanno invece un *odds ratio* analogo (1,075) a quello delle famiglie senza figli. Le altre tipologie familiari – ovvero le famiglie con membri aggiunti – hanno, sempre rispetto alle famiglie senza figli, un tasso di transizione fuori dalla povertà superiore di oltre il 50% (l'*odds ratio* è uguale a 1,534) ma l'estrema eterogeneità della categoria rende difficile l'interpretazione di tale effetto. Le possibilità di uscire dalla povertà diminuiscono all'aumentare del numero dei componenti della famiglia, mentre il fatto che la persona di riferimento sia uomo piuttosto che donna non sembra fare differenza.

Rispetto alla situazione in cui in famiglia vi è un solo *breadwinner*, la presenza di ulteriori redditi da lavoro fa quasi raddoppiare il tasso di transizione fuori dalla povertà (l'*odds ratio* è uguale a 1,792), mentre l'assenza di qualsiasi reddito da lavoro

---

<sup>16</sup> Gli anni dal quarto al sesto sono stati accorpati per problemi di collinearità.

lo fa dimezzare (l'*odds ratio* è pari a 0,567). Delle variabili relative ai carichi di cura, che cercano di evidenziare particolari corsi di vita familiari, solo la presenza di adulti invalidi ha un certo effetto riducendo di circa un quinto (l'*odds ratio* è uguale a 0,823) le possibilità di uscire dalla povertà.

Quando si va tenere conto delle diverse configurazioni strutturali in termini di istruzione, emergono affinità ma anche divergenze significative, la principale delle quali non rinvia ai corsi di vita familiari bensì ai modelli di dipendenza temporale. Infatti, per gli individui con un medio/alto livello familiare di istruzione – ossia per gli individui che vivono in famiglie nelle quali la persona di riferimento possiede un diploma o una laurea – le chance di transizione fuori dalla povertà triplicano nel primo anno (l'*odds ratio* è uguale a 3,023), come se vi fosse una reazione immediata alla situazione di povertà. Al contrario, per gli individui con un basso livello si instaura a partire dal secondo anno una dinamica temporale negativa per cui diventa sempre difficile uscire dalla povertà (l'*odds ratio* passa da 0,578 a 0,324). Tali risultati richiamano le previsioni della teoria della persistenza secondo la quale lo stato di povertà innesta meccanismi di auto-alimentazione, meccanismi che però scattano solo in presenza di un basso livello culturale familiare.

Significativamente diversi sono gli effetti della dimensione della famiglia e anche inaspettati, non tanto per le migliori opportunità dei piccoli nuclei familiari (rispetto alle famiglie con quattro membri) nei casi di bassi livelli familiari di istruzione, ma per le peggiori possibilità delle famiglie numerose nei casi di alti e medi livelli di istruzione (l'*odds ratio* è 0,661, ossia il tasso di transizione fuori dalla povertà diminuisce di circa un terzo). Quest'ultimo non è un dato di cui è facile rendere conto, ma è possibile avanzare qualche congettura che andrà certamente approfondita. La

dimensione di una famiglia varia in relazione a molteplici fattori ma certamente uno dei più rilevanti è la presenza e il numero dei figli. I figli dal punto di vista del nostro modello analitico sono ambivalenti: costituiscono certamente un bisogno ma possono rappresentare anche una risorsa, a seconda della loro partecipazione al mercato del lavoro piuttosto che al sistema formativo almeno finché continuano a vivere coi genitori. Se quindi, seguendo il modello della gratificazione differita [Schneider e Lysgaard 1953], i giovani con un medio/alto livello familiare di istruzione posticipano la partecipazione al mercato del lavoro per permanere nel sistema formativo, è possibile che tale scelta, strategica nel lungo periodo, possa provocare nel breve periodo uno stress finanziario per la famiglia<sup>17</sup>.

Per quanto riguarda le rimanenti variabili emerge una situazione di convergenza, anche se con qualche eccezione. Si evidenzia da una parte l'impatto omogeneo della condizione lavorativa dei membri della famiglia e dall'altra il non impatto dei carichi di cura – i coefficienti non sono significativi con la debole eccezione della presenza di adulti invalidi (l'*odds ratio* è pari a 0,594) quando la persona di riferimento ha il diploma o la laurea. Sia nel caso di livelli familiari di istruzione medio/alti sia nel caso di livelli bassi, quando si tratta di una famiglia relativamente giovane le chance di uscire dalla situazione di povertà diminuiscono. La possibilità che l'episodio di povertà sia breve diminuiscono anche quando la persona di riferimento della famiglia è una donna, ma solamente quando il livello di istruzione è basso (l'*odds ratio* è uguale a 0,801).

---

<sup>17</sup> Questa osservazione potrebbe collegarsi al dibattito sulla questione del ceto medio, se si concede che questa non sia una novità degli ultimi anni ma un processo storico più lungo, per cui anche gli anni a cui fanno riferimento i nostri dati (1994-2001) siano rilevanti. In particolare questa osservazione si collega alla linea interpretativa per cui il "malessere del ceto medio" non sarebbe legato a effettivi processi di impoverimento ma alle difficoltà a rimanere tale [Bagnasco 2005]. Tra le prerogative del ceto medio che vuole rimanere tale vi sarebbero anche le strategie di riproduzione sociale nel campo dell'istruzione, strategie irrinunciabili anche se mettono a dura prova l'equilibrio tra bisogni e risorse all'interno delle famiglie.

**Tab. 1. Modello *piecewise constant exponential* per le transizioni fuori dalla povertà per livello di istruzione della persona di riferimento (Italia, 1994-2001)**

	Alta/media istruzione (p. r.)			Bassa istruzione (p.r.)			Totale		
	Odds ratio	Coef.	Std. err.	Odds ratio	Coef.	Std. err.	Odds ratio	Coef.	Std. err.
Anno 1	3,023	1,106	0,265 ***	0,934	-0,067	0,138	1,193	0,176	0,119
Anno 2	0,955	-0,045	0,281	0,578	-0,547	0,146 ***	0,636	-0,452	0,126 ***
Anno 3	0,877	-0,130	0,306	0,446	-0,806	0,160 ***	0,486	-0,719	0,138 ***
Anni 4-6	1,038	0,037	0,320	0,324	-1,126	0,156 ***	0,387	-0,949	0,136 ***
Persona sola/coppia senza figli	1,000	0,000	-	1,000	0,000	-	1,000	0,000	-
Genitore solo/coppia con figli < 14 anni	0,573	-0,556	0,240 *	0,652	-0,426	0,134 **	0,709	-0,343	0,112 **
Genitore solo/coppia con figli >= 14 anni	0,743	-0,296	0,230	1,160	0,148	0,122	1,075	0,072	0,103
Altra tipologia familiare	1,654	0,503	0,274	1,480	0,392	0,150 **	1,534	0,428	0,127 ***
Uno-tre componenti	1,222	0,200	0,147	1,597	0,468	0,089 ***	1,464	0,381	0,074 ***
Quattro componenti	1,000	0,000	-	1,000	0,000	-	1,000	0,000	-
Cinque o più componenti	0,661	-0,412	0,117 ***	0,891	-0,115	0,077	0,816	-0,203	0,063 ***
Maschio (p. r.)	1,000	0,000	-	1,000	0,000	-	1,000	0,000	-
Femmina (p. r.)	1,037	0,036	0,121	0,801	-0,221	0,082 **	0,926	-0,076	0,065
Nessun occupato in famiglia	0,470	-0,754	0,193 ***	0,632	-0,457	0,087 ***	0,567	-0,565	0,075 ***
Un occupato in famiglia	1,000	0,000	-	1,000	0,000	-	1,000	0,000	-
Due o più occupati in famiglia	1,441	0,365	0,138 **	1,943	0,664	0,078 ***	1,792	0,583	0,066 ***
Assenza di disoccupati in famiglia	1,000	0,000	-	1,000	0,000	-	1,000	0,000	-
Presenza di disoccupati in famiglia	0,887	-0,119	0,117	0,953	-0,047	0,063	0,950	-0,043	0,053
Assenza di bambini 0-2 anni in famiglia	1,000	0,000	-	1,000	0,000	-	1,000	0,000	-
Presenza di bambini 0-2 anni in famiglia	0,706	-0,347	0,196	1,170	0,157	0,115	0,946	-0,054	0,097
Assenza di adulti (16 anni o più) invalidi in famiglia	1,000	0,000	-	1,000	0,000	-	1,000	0,000	-
Presenza di adulti (16 anni o più) invalidi in famiglia	0,594	-0,520	0,247 *	0,922	-0,081	0,095	0,823	-0,193	0,084 *
Nord-Centro	1,000	0,000	-	1,000	0,000	-	1,000	0,000	-
Mezzogiorno	0,475	-0,742	0,126 ***	0,441	-0,818	0,065 ***	0,462	-0,771	0,057 ***
Log pseudolikelihood			-1148,1946			-3686,8818			-5082,4155
Numero di osservazioni			1946			6998			9261
Wald chi2(16)			335,94			1543,20			1870,71
Prob > chi2			0,0000			0,0000			0,0000

Note: p. r. (persona di riferimento). Dati non pesati. Livelli di significatività: p<0,001 (\*\*\*), p<0,01 (\*\*), p<0,05 (\*).

Fonte elaborazione su dati Panel Europeo sulle Famiglie, Italia, ondate I-VIII (1994-2001).

**Tab. 2. Modello *piecewise constant exponential* per le transizioni fuori dalla povertà per ripartizione geografica di residenza della famiglia (Italia, 1994-2001)**

	Nord-Centro			Mezzogiorno			Totale		
	Odds ratio	Coef.	Std. err.	Odds ratio	Coef.	Std. err.	Odds ratio	Coef.	Std. err.
Anno 1	1,807	0,591	0,232 *	0,850	-0,161	0,153	1,113	0,107	0,123
Anno 2	0,873	-0,135	0,247	0,464	-0,767	0,159 ***	0,561	-0,576	0,129 ***
Anno 3	0,632	-0,458	0,276	0,372	-0,988	0,172 ***	0,427	-0,849	0,140 ***
Anni 4-6	0,494	-0,705	0,270 **	0,304	-1,188	0,173 ***	0,343	-1,067	0,141 ***
Persona sola/coppia senza figli	1,000	0,000	-	1,000	0,000	-	1,000	0,000	-
Genitore solo/coppia con figli < 14 anni	0,736	-0,305	0,203	0,583	-0,539	0,145 ***	0,605	-0,500	0,114 ***
Genitore solo/coppia con figli >= 14 anni	0,988	-0,011	0,179	1,004	0,004	0,135	0,961	-0,039	0,106
Altra tipologia familiare	1,770	0,571	0,218 **	1,280	0,247	0,171	1,631	0,489	0,130 ***
Uno-tre componenti	1,884	0,633	0,151 ***	1,381	0,323	0,091 ***	1,496	0,403	0,075 ***
Quattro componenti	1,000	0,000	-	1,000	0,000	-	1,000	0,000	-
Cinque o più componenti	0,759	-0,274	0,133 *	0,838	-0,175	0,074 *	0,752	-0,284	0,063 ***
Maschio (p. r.)	1,000	0,000	-	1,000	0,000	-	1,000	0,000	-
Femmina (p. r.)	0,783	-0,244	0,117 *	0,910	-0,103	0,084	0,901	-0,103	0,067
Nessun occupato in famiglia	0,410	-0,891	0,159 ***	0,670	-0,399	0,092 ***	0,607	-0,498	0,077 ***
Un occupato in famiglia	1,000	0,000	-	1,000	0,000	-	1,000	0,000	-
Due o più occupati in famiglia	1,477	0,390	0,139 **	1,988	0,687	0,077 ***	1,926	0,655	0,066 ***
Assenza di disoccupati in famiglia	1,000	0,000	-	1,000	0,000	-	1,000	0,000	-
Presenza di disoccupati in famiglia	1,190	0,174	0,113	0,857	-0,153	0,064 *	0,880	-0,127	0,055 *
Assenza di bambini 0-2 anni in famiglia	1,000	0,000	-	1,000	0,000	-	1,000	0,000	-
Presenza di bambini 0-2 anni in famiglia	0,962	-0,038	0,192	1,055	0,054	0,115	0,993	-0,006	0,096
Assenza di adulti (16 anni o più) invalidi in famiglia	1,000	0,000	-	1,000	0,000	-	1,000	0,000	-
Presenza di adulti (16 anni o più) invalidi in famiglia	0,763	-0,269	0,159	0,974	-0,026	0,108	0,934	-0,067	0,087
Alta/media istruzione (p. r.)	1,000	0,000	-	1,000	0,000	-	1,000	0,000	-
Bassa istruzione (p. r.)	0,679	-0,386	0,118 ***	0,613	-0,488	0,068 ***	0,623	-0,472	0,057 ***
Log pseudolikelihood			-1305,0149			-3539,7019			-4979,2332
Numero di osservazioni			2074			6870			8988
Wald chi2(16)			241,40			1615,95			1724,89
Prob > chi2			0,0000			0,0000			0,0000

Note: p. r. (persona di riferimento). Dati non pesati. Livelli di significatività: p<0,001 (\*\*\*), p<0,01 (\*\*), p<0,05 (\*).

Fonte elaborazione su dati Panel Europeo sulle Famiglie, Italia, ondate I-VIII (1994-2001).

Spostiamo ora la nostra attenzione da una configurazione strutturale di tipo individuale a una di tipo territoriale. Nella Tab. 2 il campione è distinto sulla base della ripartizione geografica di residenza. Gli effetti a livello globale ovviamente non cambiano molto: scompare l'effetto legato alla presenza di adulti invalidi mentre ne emerge uno relativo alla condizione di disoccupazione di uno o più membri della famiglia che riduce in qualche misura la probabilità di uscire dalla povertà (l'*odds ratio* è pari a 0,880).

Confrontando le regioni settentrionali e centrali con quelle meridionali, rimane l'elemento di divergenza costituito dalla diversa dipendenza temporale: nel Mezzogiorno col passare del tempo le chance di uscire dalla povertà si riducono sempre di più, mentre nel Nord e nel Centro vi è un effetto di reazione immediata e solo negli ultimi anni le possibilità di uscita si riducono significativamente. Se questo è in analogia con quanto avevamo visto con l'istruzione, una interessante novità – interpretabile nei termini del corso di vita – è rilevabile per la tipologia familiare. Si evidenzia infatti come le maggiori difficoltà delle famiglie relativamente giovani siano specifiche dei nuclei meridionali: diversamente da quanto accade nelle regioni settentrionali e centrali, l'effetto è significativo e per le famiglie che si trovano in questa particolare fase del corso di vita le chance di uscire dalla povertà si riducono di quasi la metà (l'*odds ratio* è pari a 0,583) rispetto a quelle delle famiglie senza figli.

Altri elementi di divergenza sono i seguenti: la presenza di disoccupati nelle famiglie del Mezzogiorno riduce le possibilità di transizione fuori dalla povertà (l'*odds ratio* è uguale a 0,857); si notano invece le minori chance di uscire dalla povertà nelle regioni settentrionali e centrali quando la persona di riferimento è una donna (l'*odds ratio* è pari a 0,783).

Vanno infine riportate le affinità che riguardano la dimensione del nucleo familiare che ha in questo caso effetti omogenei, i risultati della composizione lavorativa della famiglia che sono in linea con le attese e omogenei tra i due gruppi, i carichi di cura che continuano a non avere effetti significativi in entrambe le ripartizioni.

I risultati dell'analisi empirica implicano evidentemente una riformulazione del modello analitico proposto nel paragrafo precedente. Esiste certamente una certa differenziazione delle variabili legate ai corsi di vita familiari a seconda delle diverse configurazioni strutturali: ricordiamo le minori chance di uscire dalla povertà per le famiglie numerose e per le famiglie con invalidi se il livello familiare di istruzione è medio/alto e per i nuclei con capofamiglia donna se il livello è basso; ricordiamo anche le minori chance per le famiglie giovani e per le famiglie con disoccupati nel Mezzogiorno e per i nuclei con una donna capofamiglia nelle regioni settentrionali e centrali. In ogni caso si tratta di un quadro frammentato senza quei pattern dominanti che ci si sarebbe potuto aspettare. Era infatti plausibile attendersi che configurazioni strutturali di vantaggio proteggessero maggiormente dai rischi del corso di vita.

Quello che invece emerge chiaramente è che l'influenza delle configurazioni strutturali passa attraverso i diversi modelli di dipendenza temporale. Gli individui che vivono in contesti di vantaggio sembrano godere delle risorse e delle opportunità per potere reagire immediatamente alla situazione di povertà e risolverla rapidamente. Al contrario, per gli individui che vivono in contesti di svantaggio è più facile che scattino i meccanismi cumulativi tipici della teoria della persistenza: perdita di motivazione e di fiducia, diffusione di subculture, dipendenza dal welfare, ecc.

In altri termini, un concetto centrale per interpretare tali differenze è quello di controllo. Gli individui che possono contare su configurazioni strutturali favorevoli sembrano poter disporre di una maggiore capacità di incidere sul proprio e altrui corso di vita che li mette in condizione di reagire immediatamente e in vari modi alla situazione di povertà: trovando in tempi ragionevoli un nuovo lavoro, favorendo l'accesso al mercato del lavoro di un altro membro della famiglia, mettendo a frutto un investimento, liberando gli individui da compiti di cura, sfruttando al meglio il welfare state, ecc. Gli individui che invece non possono contare su configurazioni strutturali favorevoli si muovono con molti gradi di libertà in meno, riescono più difficilmente a controllare la situazione tanto che questa può facilmente protrarsi oltre la loro volontà.

## Riferimenti bibliografici

Andress, H.-J. e Schulte, K.

1998 *Poverty risks and the life cycle: the individualization thesis reconsidered*, in. *Empirical poverty research in a comparative perspective*, a cura di Andress H.-J., Aldershot, Ashgate, pp. 331-356.

Allison, P.D.

1984 *Event history analysis. Regression for longitudinal event data*, Beverly Hills, CA, Sage.

Atkinson, T., Cantillon, B., Marlier, E. e Nolan, B.

2002 *Social indicators. The EU and social inclusion*, Oxford, Oxford University Press.

Bagnasco, A.

2005 *La questione del ceto medio*, in *Politica in Italia. I fatti dell'anno e le interpretazioni. Edizione 2005*, a cura di Guarnieri C. e Newell J.L., Bologna, il Mulino, pp. 243-261.

Banca d'Italia

2006 *I bilanci delle famiglie italiane nell'anno 2004*, «Supplementi al Bollettino Statistico», XVI, 7.

Bane, M.J. e Ellwood, D.T.

1986 *Slipping into and out of poverty: the dynamics of spells*, in «The Journal of Human Resources», XXI, 1, pp. 1-23.

1994 *Welfare realities. From rhetoric to reform*, Cambridge, Massachusetts, Harvard University Press.

Barbera, F.

2004 *Meccanismi sociali. Elementi di sociologia analitica*, Bologna, il Mulino.

Beck, U.

1986 *Risikogesellschaft. Auf dem Weg in eine andere Moderne*, Frankfurt am Main, Suhrkamp Verlag; trad. it. *La società del rischio. Verso una nuova modernità*, Roma, Carocci, 2000.

Biolcati Rinaldi, F.

2006 *Povert , teoria e tempo. La valutazione delle politiche di sostegno al reddito*, Milano, Franco Angeli.

Blossfeld, H.-P. e Rohwer, G.

2002 *Techniques of event history modeling. New approaches to causal analysis*, Mahwah, NJ, Lawrence Erlbaum Associates.

Bohrnstedt, G.W. e Knoke, D.

1994 *Statistics for social science data analysis*, Itasca, Ill., Peacock Publishers; trad. it. *Statistica per le scienze sociali*, Bologna, il Mulino, 1998.

Bosco, N. e Negri, N. (a cura di)

2003 *Corsi di vita, povertà e vulnerabilità sociale. Metodi per lo studio dinamico dei rischi di povertà*, Milano, Guerini Scientifica.

Box-Steffensmeier, J.M. and Jones, B.J.

2004 *Event history modelling. A guide for social scientists*, New York, NY, Cambridge University Press.

CIES (Commissione di Indagine sull'Esclusione Sociale)

2002 *Rapporto sulle politiche contro la povertà e l'esclusione sociale 1997-2001*, a cura di Saraceno C., Roma, Carocci.

Corbetta P., Gasperoni, G e Pisati, M.

2001 *Statistica per la ricerca sociale*, Bologna, il Mulino.

Devicienti, F. e Gualtieri, V.

2004 *Dinamiche e persistenza della povertà in Italia: un'analisi con microdati panel di fonte ECHP*, LRR - LABORatorio Riccaro Revelli, Working paper 34, 24 settembre.

2006 *Dinamiche e persistenza della povertà in Italia: un'analisi con microdati panel di fonte ECHP*, in *Le dimensioni della povertà. Strumenti di misura e politiche*, Roma, Carocci, pp. 179-208

Duncan, G.J. e Kalton, G.

1987 *Issues of design and analysis of surveys across time*, in «International Statistical Review», 55, 1, pp. 97-117.

EUROSTAT

2003 *ECHP UDB manual. European Community Household Panel Longitudinal Users' Database. Waves 1 to 8. Survey years 1994 to 2001*, DOC. PAN 168/2003-12.

2006 *EU-SILC User Database Description. Version 2004-1 from 24-05-06*, Luxembourg.

Gallie, D. e Paugam, S.

2000 *The social regulation of unemployment*, in *Welfare regimes and the experience of unemployment in Europe*, a cura di Gallie D. e Paugam S., Oxford, Oxford University Press, pp. 351-374.

Giampaglia, G.

2006 *La povertà di lunga durata: aspetti teorici ed empirici*, relazione presentata al convegno *Povertà, redistribuzione e politiche per l'inclusione sociale*, Napoli, 16-17 novembre.

- Giampaglia, G. e Biolcati Rinaldi, F. (a cura di)  
2003 *Le dinamiche della povertà in Italia alle soglie del 2000*, Napoli, Liguori.
- Gualtieri, V.  
2005 *Un'analisi della povertà in Italia: soggettività, oggettività e multidimensionalità a confronto*, relazione presentata al convegno *Povertà, lavoro e politiche per l'inclusione*, Trento, 11-12 novembre.
- ISTAT  
2000 *Rapporto annuale. La situazione del Paese nel 1999*, Roma, Istituto Poligrafico e Zecca dello Stato.
- Jenkins, S.P.  
2000 *Modelling household income dynamics*, in «Journal of Population Economics», 13, 4, pp. 529-567.
- Layte, R. e Whelan, C.T.  
2002 *Cumulative disadvantage or individualisation? A comparative analysis poverty risk and incidence*, in «European Societies», 4, 2, pp. 209-233.  
2003 *Cumulative disadvantage*, CHANGEQUAL, Theme Paper.
- Leisering, L.  
2003 *I due usi delle ricerche dinamiche sulla povertà. Modelli deterministici e contingenti delle carriere individuali di povertà*, in *La povertà oscillante*, a cura di Alcock P. e Siza R., numero monografico di «Sociologia e Politiche Sociali», 6, 2, 31-50.
- Leisering, L. e Liebfried, S.  
1999 *Time and Poverty in western Welfare State. United Germany in Perspective*, Cambridge, Cambridge University Press.
- Lucchini, M., Maretti, C. e Sarti, S.  
2005 *Una mappa fuzzy del benessere e della deprivazione delle famiglie italiane*, in *Famiglie e politiche di welfare in Italia: interventi e pratiche. Vol. I*, a cura dell'Osservatorio nazionale sulla famiglia, Bologna, il Mulino, pp. 73-112.
- Lucchini, M. e Sarti, S.  
2005 *Il benessere e la deprivazione delle famiglie italiane*, in «Stato e Mercato», 74, pp. 231-265
- Negri, N. e Saraceno C.  
1996 *Le politiche contro la povertà in Italia*, Bologna, il Mulino.
- Olagnero, M.  
2004 *Vite nel tempo. La ricerca biografica in sociologia*, Roma, Carocci.
- Pannuzi, N.

2002 *La dinamica della povertà tra struttura familiare e partecipazione al mercato del lavoro*, in *Studi sulla povertà. Problemi di misura e analisi comparative*, a cura di Carbonaro G., Milano, Franco Angeli, pp. 197-211.

Rendtel, U. *et al.*

2004 *Report on panel effects*, Chintex, Working Paper 22, 4 February.

Ruspini, E.

2004 *La ricerca longitudinale*, Milano, Franco Angeli.

Saraceno, C. (a cura di)

2001 *Età e corso della vita*, seconda edizione, Bologna, il Mulino.

Schneider, L. e Lysgaard, S.

1953 *The deferred gratification pattern: a preliminary study*, in «American Sociological Review», 18, 2, pp. 142-149.

Tuma, N.

1994 *Event history analysis*, in *Analyzing social and political change. A casebook of methods*, a cura di Dale A. e Davies R.B., London, Sage, pp. 136-166.

Walker, R. e Leisering, L.

2003 *Verso una scienza sociale dinamica*, in *La povertà oscillante*, a cura di Alcock P. e Siza R., numero monografico di «Sociologia e Politiche Sociali», 6, 2, pp. 51-72.

Schizzerotto, A.

2002 *Disuguaglianze, corsi di vita e mutamento sociale*, in *Vite ineguali. Disuguaglianze e corsi di vita nell'Italia contemporanea*, a cura di Schizzerotto A., Bologna, il Mulino, pp. 23-59.