



**Dinamiche e persistenza della povertà in Italia:
Un'analisi con microdati panel di fonte ECHP**

Francesco Devicienti e Valentina Gualtieri

24 Settembre 2004

Indirizzi per la corrispondenza:

Francesco Devicienti
Poverty and Social Impact Analysis, PRMPR,
The World Bank, Washington DC,
e Dipartimento di Economia, Università di Torino
Tel.: (+1) 202 – 473-6502
Email: fdevicienti@worldbank.org

Valentina Gualtieri
Via degli Etruschi 19
00185 Roma
Tel.: 3473157409
Email: valentinagualtieri@inwind.it

Abstract:

Questo articolo stima le probabilità di entrare e uscire dallo stato di povertà (*poverty dynamics*) e la sua persistenza in Italia negli anni '90, attingendo dalle fonti longitudinali dello *European Community Household Panel*, 1994-2001. Combinando le stime dei tassi di uscita con quelli di rientro, l'articolo propone una misura di persistenza che tiene conto degli spell ripetuti in povertà. L'analisi preliminare dei dati mostra che per circa il 46% della popolazione il reddito è al di sotto della soglia di povertà in almeno uno degli 8 anni. Le stime forniscono un quadro di alto turnover in povertà per la maggior parte della popolazione: circa 48% di quelli che cadono in povertà riescono ad uscirne dopo solo un anno e tra il 19 e il 25% di coloro che escono vi rientrano dopo il primo anno, rendendo necessario l'approccio a spell ripetuti. Utilizzando quest'ultimo, tra il 33 e il 40% di coloro che entrano in povertà è previsto rimanervi per un totale di almeno 4 anni su sette, circa il 30% vi rimane solo per un anno su sette, mentre tra il 7 e il 14% è previsto rimanere al di sotto della soglia per tutti e sette gli anni. Vengono altresì condotte delle analisi multivariate (modelli di durata a tempo discreto) per isolare i fattori familiari ed individuali, in particolare quelli collegati alla demografia e al mercato del lavoro, associati alle transizioni da e verso la povertà. I risultati sottolineano come determinati sottogruppi siano a rischio di "trappole della povertà", sistematicamente rimanendo al di sotto della soglia più a lungo che il resto della popolazione.

Parole chiave:

Dinamiche della povertà, tassi di uscita e di rientro, persistenza in povertà, spell ripetuti, modelli di durata.

Paper preparato per la Commissione d'Indagine sull'Esclusione Sociale, di cui si apprezza il supporto finanziario. Un sincero ringraziamento va a Giancarlo Rovati (Presidente della Commissione d'Indagine sull'Esclusione Sociale), Francesca Bastagli (World Bank), Andrea Brandolini (Banca d'Italia), Francesca Gallo (Istat) e Isabella Siciliani (Istat) per la disponibilità e gli utili suggerimenti. Errori, interpretazioni ed omissioni sono di nostra responsabilità solamente.

INTRODUZIONE

Questo lavoro si concentra su un aspetto del disagio sociale ancora poco studiato in Italia: il grado di persistenza delle persone in condizione di povertà, intesa come condizione di basso reddito. L'attenzione posta sulla dimensione longitudinale del fenomeno rappresenta un'importante novità rispetto alla ricerca esistente, che si è principalmente soffermata sulla diffusione ed intensità della povertà in un dato momento temporale, essenzialmente misurando la percentuale di famiglie e/o persone il cui livello di benessere è minore di una data linea di povertà. Come riconosciuto dalla letteratura recente (es., Jenkins, 1999), è auspicabile che questa visione "statica" sia integrata da una analisi dinamica, che presti dovuta attenzione alla lunghezza e alla frequenza dei periodi in cui un individuo rimane povero.

A differenza dell'analisi statica condotta su dati cross-sezionali, la prospettiva adottata nel presente lavoro è "dinamica" poichè fa uso di informazioni di tipo longitudinale relative agli individui in più punti del tempo (dati panel). In questo modo è possibile analizzare la durata degli episodi di povertà, la loro ricorrenza e i fattori che determinano l'ingresso in povertà o ne facilitano l'uscita.

Nelle pagine che seguono viene stimata la probabilità di entrare o uscire dallo stato di povertà (*poverty dynamics*) e la sua persistenza in Italia negli anni '90, attingendo dalle fonti longitudinali dell'ECHP (*European Community Household Panel*). Si tratta di un'indagine campionaria effettuata su un campione rappresentativo di famiglie italiane, intervistate per la prima volta nel 1994 e poi a cadenza annuale fino al 2001. Ciò permette di studiare le dinamiche individuali di povertà lungo un orizzonte temporale di 8 anni. Un altro vantaggio di questa banca dati è la possibilità di svolgere analisi comparate per i 15 paesi della UE.

La distinzione tra analisi statica e dinamica ha importanti implicazioni per il disegno delle misure per la lotta alla povertà. Appare infatti rilevante non solo sapere quale percentuale di persone viva al di sotto della linea di povertà in un dato anno, ma anche se questa condizione colpisca prevalentemente le stesse persone o tipologie familiari, o se invece si tratti di un evento di breve durata cui potenzialmente tutta la popolazione è esposta. Le politiche da raccomandare nei due casi sono generalmente diverse.

Se la povertà può potenzialmente colpire chiunque, ma per periodi piuttosto brevi, allora è presumibile che la presenza di adeguati strumenti assicurativi, assieme a mercati finanziari sufficientemente sviluppati, sia sufficiente ad alleviare i disagi che comunque essa comporta. Cadute temporanee del reddito sono generalmente affrontate dalle famiglie attingendo ai risparmi accumulati o prendendo a prestito, o ricorrendo agli strumenti pubblici di sostegno del reddito nel caso di momentanei periodi di disoccupazione. Compito delle politiche in questo caso è principalmente di garantire un corretto funzionamento dei mercati, quelli finanziari e del lavoro in particolare, e di predisporre adeguati schemi di assicurazione sociale che accompagnino le transizioni nel mercato del lavoro minimizzando eventuali effetti disincentivanti.

Se invece il fenomeno riguarda principalmente determinate tipologie di individui/famiglie ed è ricorrente e persistente, allora il tipo di interventi richiesto può mutare. Da una parte, può rendersi necessario un targeting selettivo delle misure di assistenza pubblica: poiché gli schemi di integrazione del reddito tendono ad essere costosi, diventa cruciale identificare correttamente quei gruppi della popolazione che tendono a soffrire più a lungo e in maniera ricorrente di povertà e che in quanto tali rimangono eleggibili anno dopo anno per l'assistenza pubblica. Inoltre, un'elevata persistenza nello stato di povertà richiede di spostare il focus degli interventi sulle cause che ne determinano l'entrata e/o ne possano ostacolare l'uscita. Sono le loro stesse caratteristiche – incluse quelle non osservabili – a confinare alcuni individui al di sotto della linea di povertà o è piuttosto il fatto stesso di entrare nello stato che ne pregiudica le future possibilità d'uscita? L'analisi empirica del fenomeno povertà, in entrambe le sue dimensioni statica e dinamica, non può che essere al centro dei dibattiti sul disegno di policy.

Mentre i trend aggregati di povertà sono sistematicamente documentati in Italia da una serie di studi (ad es., i rapporti annuali della Commissione d'Indagine sull'Esclusione Sociale e quelli dell'ISTAT), gli studi sulla dinamica della povertà *a livello individuale* non sono particolarmente numerosi.ⁱ Le transizioni da e verso la povertà in Italia, e la sua persistenza, sono analizzate in un recente lavoro dell'OECD (2001). I dati utilizzati sono quelli dell'ECHP e l'analisi è effettuata soprattutto in chiave comparativa per 12 paesi europei, il Canada e gli Stati Unitiⁱⁱ. Le analisi sono condotte

per l'Italia (e per la maggioranza degli altri paesi Europei) solo con riferimento alle prime 3 onde dell'ECHP.ⁱⁱⁱ

Il presente lavoro si concentra solo sull'Italia, ma estende il periodo di osservazione alle prime 8 onde dell'ECHP (1994-2001) e adotta un diverso approccio metodologico. La disponibilità di un più esteso periodo di osservazione risulta per noi cruciale, data l'enfasi sulla persistenza in povertà e sugli episodi ripetuti sperimentati dagli individui. Non solo le stime possono essere effettuate con maggiore precisione, ma dovrebbero risultare anche di maggiore interesse.

Un'importante caratteristica dell'approccio adottato nel lavoro è la sua capacità di analizzare gli episodi di povertà ripetuti cui certi individui sono soggetti nell'arco di un determinato periodo. Per paesi come gli Stati Uniti e il Regno Unito, alcuni lavori (Stevens, 1999; Devicienti, 2001; Jenkins, 1999; Jarvis and Jenkins, 1997) hanno documentato come coloro che riescono a sfuggire a situazioni di povertà in un dato anno possono nuovamente ricadervi negli anni successivi. Inoltre vi sono particolari caratteristiche personali e familiari che si associano a più bassi tassi di uscita dalla povertà e più alti tassi di rientro. Facendo uso degli approcci micro-econometrici di analisi della durata, lo scopo del presente lavoro è di fornire risposte a questioni quali:

- Se un individuo diventa povero, per quanto tempo rimarrà tale?
- Per misurarne la persistenza quanto è importante considerare gli episodi multipli di povertà dello stesso individuo?
- Quali sono le caratteristiche personali e familiari più frequentemente associate a elevate probabilità di transizione verso e fuori la povertà e alla persistenza in situazioni di privazione economica per lunghi periodi?
- Qual'è il ruolo dello status di dis/occupazione del "capo famiglia" o dei redditi percepiti dagli altri membri della famiglia nello spiegare il rischio che una persona ha di entrare in povertà e di rimanervi a lungo?

Nel lavoro vengono in primo luogo stimati i tassi di uscita e di rientro in povertà per la popolazione nel suo complesso. Questi sono poi usati per calcolare la distribuzione del numero di anni (non necessariamente consecutivi) che gli individui trascorrono al di sotto della linea di povertà nell'arco degli 8 anni considerati. E' questa la misura di persistenza adottata nel presente lavoro. La misura proposta – combinando le stime sia

dei tassi di uscita che dei tassi di rientro – tiene conto del fatto che un numero relativamente alto di coloro che sono riusciti a oltrepassare la soglia continuano a rimanere a rischio di successive ricadute, che rimane particolarmente alto negli anni immediatamente successivi alla transizione in uscita dalla povertà.

In secondo luogo, vengono analizzati i fattori correlati con le transizioni osservate, attraverso la stima di modelli multivariati (*proportional hazard rate models* a tempo discreto) che permettono di valutare la importanza relativa delle varie caratteristiche della famiglia e dell'individuo, sia di tipo demografico che relative al mercato del lavoro. I modelli stimati sono poi utilizzati per fornire previsioni riguardo alla persistenza in povertà sperimentata da determinati gruppi della popolazione.

Il lavoro è schematicamente organizzato nel modo seguente. La sezione 2 chiarisce le modalità di selezione del campione e le definizioni adottate nell'analisi empirica, mentre per una descrizione più approfondita dei dati dell'ECHP si rimanda all'appendice. La sezione 3 mette a confronto l'analisi statica con l'analisi dinamica della povertà, stimando i tassi di uscita e di rientro, e combinandoli per ottenere varie misure di persistenza. Tale esercizio è effettuato con riferimento alla popolazione nel suo complesso. L'analisi dei rischi di persistenza in povertà cui sono soggetti vari sottogruppi della popolazione è invece oggetto delle sezioni 4 e 5, in cui vengono presentati i risultati dell'analisi multivariata delle transizioni da e verso la povertà. La sezione 6 conclude il lavoro.

2 DEFINIZIONI E SELEZIONE DEL CAMPIONE

Le definizioni che vengono utilizzate in questo lavoro sono abbastanza standard nella letteratura internazionale (si veda, per es., Jenkins, 2000; Trivellato, 1998; Commissione d'Indagine sull'Esclusione Sociale, 2002; Toso, 2000). L'unità di analisi è l'individuo e non la famiglia. Ciò è reso necessario dall'esigenza di seguire individui che si muovono da una situazione familiare ad un'altra nel corso del tempo; mentre l'individuo è un'unità che mantiene una sua precisa identità nel tempo, lo stesso non può dirsi – se non in misura più vaga – per le aggregazioni individuali che di volta in volta costituiscono le famiglie.

Pur avendo la consapevolezza che il fenomeno del disagio economico ha manifestazioni di tipo diverso ed è quindi per sua natura multidimensionale (ad es.,

Lemmi *et. al.*, 2000), nel presente lavoro l'attenzione è rivolta alla privazione di carattere monetario: si identificano come soggetti poveri quelli caratterizzati dalla disponibilità di livelli di reddito bassi relativamente al resto della collettività. Per analisi di questo genere viene individuata convenzionalmente una soglia di povertà sulla base della distribuzione del reddito dell'intera popolazione e si identificano come poveri coloro che dispongono di un reddito inferiore alla soglia.

Per tener conto del fatto che la maggior parte degli individui vive in famiglie con le quali condivide risorse ed eventi, la definizione della condizione di povertà è effettuata con riferimento al reddito totale (annuale) disponibile a livello familiare, pari al reddito monetario netto^{iv} percepito da tutti i componenti della famiglia. Tale valore include i redditi da lavoro (sia dipendente che autonomo), da investimenti, da proprietà e trasferimenti privati alle famiglie, le pensioni e altri trasferimenti sociali direttamente percepiti. Il periodo di riferimento per la variabile reddito è l'anno di calendario precedente: ad esempio per l'indagine del 1994, la misura del reddito è relativa all'anno solare 1993, per l'indagine del 1995 il periodo di riferimento è il 1994 e così via. Tutti i redditi sono stati convertiti in prezzi del 2002 utilizzando l'indice ISTAT dei prezzi al consumo.

Dovendo confrontare condizioni economiche di individui che vivono in famiglie di dimensioni e composizioni diverse, si è scelto di considerare non il reddito familiare ma il "reddito equivalente". All'aumentare del numero di componenti familiari, si creano economie di scala e dunque il reddito necessario per garantire un determinato tenore di vita aumenta in modo meno che proporzionale (Coulter *et al.*, 1992), per cui ogni individuo che si aggiunge al primo componente della famiglia "conta" meno di 1. La "numerosità equivalente della famiglia" è stata calcolata utilizzando la scala di equivalenza modificata dell'OCSE che attribuisce peso 1 al primo adulto della famiglia, peso 0,5 ad ogni individuo aggiuntivo di 14 anni o più e peso 0,3 ad ogni individuo di età inferiore ai 14 anni. Il reddito equivalente è pari al reddito familiare rapportato al numero d'adulti equivalenti della famiglia. Il reddito equivalente della famiglia viene poi attribuito a ciascun membro della famiglia, assumendo un tenore di vita uniforme all'interno della famiglia.

La soglia di povertà è stata fissata in misura pari al 60% del reddito equivalente mediano per persona: questa scelta, conforme alle indicazioni stabilite in sede europea,

è legata all'esigenza di disporre di una misura non influenzata dai valori estremi della distribuzione di reddito. Risultano in condizione di povertà coloro che hanno un reddito equivalente inferiore alla linea di povertà. Sono state considerate due definizioni alternative per la soglia di povertà. Si è fissata una linea di povertà "assoluta" considerando il 60% del reddito mediano (familiare netto equivalente) della prima onda (1994) e mantenuto questo livello costante anche per le onde successive.^v Come linea di povertà relativa – che invece cambia di anno in anno – si è preso il 60% del reddito mediano (familiare netto equivalente) della onda in corso.

Ad ogni periodo (*spell*) di povertà e non-povertà sperimentato da un membro del campione, si è associato un vettore di caratteristiche, demografiche e/o relative al mercato del lavoro, e si è permesso che tali caratteristiche cambino nel tempo (siano cioè *time-varying*), salvo indicazione contraria. Per le transizioni che avvengono fra il tempo t e $t+1$, le covariate si riferiscono al valore che le caratteristiche assumono al tempo t . Ciò dovrebbe ridurre, se non eliminare, problemi di endogeneità/simultaneità tra i regressori e le transizioni nella e dalla povertà (che sostanzialmente costituiscono la nostra variabile dipendente).

Per le analisi trasversali (*cross-section*) utilizziamo tutti gli individui nel nostro campione che hanno riportato valide informazioni sul reddito (tabella 1). Anche per l'analisi dinamica (tabelle 3-9), il campione è costituito da tutti coloro con reddito *non-missing*, qualunque sia il numero di volte che appaiono nel panel ("panel sbilanciato").^{vi} Solo nel caso della tabella 2 il campione è stato ulteriormente ristretto alle 6.425 persone (adulti e bambini) che sono presenti in ciascuna delle 8 onde del ECHP.

3. ANALISI STATICA E ANALISI DINAMICA DELLA POVERTÀ: EVIDENZA PER L'ITALIA

3.1 L'incidenza della Povertà: Analisi Cross-Section

La tabella 1 (tutte le tabelle sono raccolte nell'appendice) descrive i cambiamenti nella distribuzione del reddito familiare equivalente che sono intervenuti in Italia durante gli anni, adottando una prospettiva cross-sezionale sui dati ECHP. Tra il 1994 e il 2001 il reddito medio è aumentato in media di circa il 14 per cento, mentre la povertà assoluta – anche in risposta alla sia pur non brillante crescita economica – è scesa dal

20% del 1994 al 13% nel 2001. La diminuzione è stata ininterrotta fino al 2000, quando ha raggiunto il livello più basso (al 12.45%), per poi risalire leggermente nel corso dell'anno successivo. Non sorprendentemente, la tendenza verso la riduzione nell'incidenza della povertà è molto meno evidente – ma non sparisce del tutto – se si considera la linea di povertà relativa. In questo caso dal 20% del 1994 si passa gradualmente al 17.9% del 1998, per poi segnare una leggera risalita a partire dall'anno successivo, fino a raggiungere il 19.3% nel 2001. In certa misura il pattern segnato dalla povertà relativa non è altro che il riflesso di ciò che accade sul versante della distribuzione dei redditi, come mostrato dalla riduzione – per quanto leggera – dell'indice di Gini. Per questo motivo, e per non appesantire troppo l'esposizione con risultati che sono qualitativamente molto simili e solo leggermente diversi in termini quantitativi, nel resto del paper si preferirà guardare principalmente alla povertà assoluta.^{vii}

L'approccio “statico” della tabella 1 viene ora messo da parte per concentrarsi invece sulla prospettiva longitudinale offerta dalle tabelle 2 e 3: qui il focus dell'analisi è rappresentato dai pattern di povertà sperimentati dagli individui durante un dato periodo di tempo. Il primo risultato che attrae l'attenzione è che, sebbene l'incidenza in povertà in un dato anno sia in media circa il 17% (tabella 1), la frazione della popolazione che ha avuto redditi bassi *almeno* in un anno all'interno del periodo 1994-2001 è ben più alta. La tabella 3, infatti, indica che quasi metà (46%) del campione è toccato almeno una volta dalla povertà. Tra coloro che sono risultati poveri almeno una volta (colonne 5 e 6 in tabella 3), il 30% possono essere considerati “poveri temporanei”, essendo rimasti al di sotto della soglia per un solo anno. Il 41% di coloro che sono toccati dalla povertà hanno redditi inferiori alla soglia per ben 4 anni su otto, potendosi con ciò considerare “poveri permanenti”.

La tabella 2 mette in evidenza poi la rilevanza del fenomeno degli spells ripetuti di povertà, cioè il fatto che, in molti casi, gli individui riportano redditi al di sotto della linea di povertà in interviste non consecutive, determinando in altri termini uscite e rientri nello stato.

Si noti, poi, come una frazione non trascurabile della popolazione (3.5%) presenta redditi al di sotto della soglia in ciascuna delle 8 onde dell'ECHP, e configura quindi

una sorta di “nocciolo duro” della povertà di lungo periodo. Per la maggioranza degli individui il rischio di povertà sembra comunque lontano, ed infatti ben il 54% non è mai toccato dalla povertà all’interno del periodo 1994-2001. La durata prevista in povertà per un individuo che sia appena entrato nel panel e che sarà intervistato nelle successive 7 onde è di soltanto 1,6 anni. Se consideriamo invece un individuo che è appena entrato in povertà, in base alla tabella 3 possiamo prevedere un tempo medio passato sotto la linea di povertà di circa 3,5 anni. Tuttavia questo tipo di calcoli – sostanzialmente basato sulla semplice conta del numero di anni spesi in povertà dagli individui nel nostro campione – è soggetto ad una importante limitazione. Coloro che alla fine del periodo coperto dal panel (2001 nel nostro caso) sono ancora in povertà possono trovarsi nel mezzo di spells particolarmente lunghi, benché siano spesso osservati in povertà per solo uno o due onde. In modo analogo, chi entra nel panel già in povertà può esserci da molti anni prima, benché all’osservatore appaia povero solo a partire dal primo anno del panel (il 1994 nel nostro caso). Ciò normalmente conduce ad una sotto-stima della persistenza in povertà, poiché alcuni di quelli osservati essere poveri soltanto per un breve periodo di tempo possono in realtà trovarsi nel mezzo di spells ben più lunghi che sono quindi censurati all’inizio o alla fine del periodo campionario.^{viii} Come discusso in dettaglio, tra gli altri, da Bane ed Ellwood (1986) e Jenkins (2000), esistono alcune metodologie che si rivelano particolarmente adatte a studiare la dinamica del reddito e della povertà. Non solo queste tecniche più avanzate sono potenzialmente immuni dal precedente problema di *censoring*, esse si prestano inoltre ad analisi multivariate dei fattori che influenzano le transizioni attorno alla linea di povertà.^{ix} Nelle sezioni seguenti lo studio della persistenza in povertà verrà condotto attraverso l’uso di speciali modelli di probabilità di transizione, capaci di tener conto del numero di anni che l’individuo ha già speso a di sotto o al di sopra della soglia.^x

3.2 Tassi d’uscita e di rientro in povertà

Per iniziare si analizzeranno le transizioni dentro e fuori dalla povertà usando semplici stime non-parametriche dei tassi d’uscita e di rientro ed esaminando come questi variano all’aumentare del tempo che le persone passano in povertà e fuori dalla povertà, rispettivamente.^{xi} I tassi d’uscita che sono rilevanti in questo contesto sono quelli che si riferiscono alle persone appena cadute in povertà e a rischio di rimanervi. I

tassi di rientro si riferiscono invece alle persone che hanno appena terminato una esperienza di povertà e rischiano di rientrarvi. I tassi d'uscita sono calcolati rapportando il numero di persone che concludono un periodo di povertà dopo d anni e il numero totale di persone con reddito basso per almeno d anni. I tassi di rientro sono calcolati analogamente. Contrariamente al semplice conteggio del numero d'anni in povertà, il presente approccio tiene conto del fatto che la durata è in alcuni casi troncata a destra: le persone che rimangono in povertà fino alla fine del campione contribuiscono alla stima dei tassi dell'uscita (attraverso il denominatore dei tassi di uscita) per tutti gli anni fino all'anno di troncamento.

Nel nostro data-set, avendo a disposizione 8 rilevazioni, l'esclusione degli episodi (spell) troncati a sinistra implica che solo quelli che iniziano nell'onda 2 o in una successiva possono essere considerati. Di conseguenza, le uscite dalla condizione di povertà possono avvenire solo in una delle sei interviste che seguono quella in cui gli individui entrano per la prima volta in povertà. Inclusa quest'ultima, quindi, ciascuno individuo può essere osservato da una ad un massimo di sette interviste in povertà.

Nell'analisi della dinamica della povertà si presta particolare attenzione al trattamento di quelle transizioni che avvengono in un intorno piuttosto circoscritto della linea di povertà. Per esempio, secondo alcuni autori non si può considerare "reale" una transizione fuori dalla povertà se si scavalca la soglia solo, diciamo, di un euro. Questo tipo di transizioni possono riflettere semplicemente errori di misura o le variazioni transitorie del reddito che non influenzano significativamente lo standard di vita dell'individuo. Per ridurre l'impatto di questo tipo di problema, Bane ed Ellwood (1986), Duncan ed altri (1984) e Jenkins (2000) definiscono come uscite dalla (entrate nella) povertà solo quelle in cui il reddito post-transizione è maggiore (minore) del 110% (90%) della linea di povertà. Per gli stessi motivi si è deciso di seguire questa prassi anche in questo lavoro. Tuttavia, questi aggiustamenti sono in certa misura arbitrari e non è chiaro se siano realmente in grado di filtrare le transizioni "spurie" da quelle "effettive". Poiché le stime dei tassi di rischio (hazard rate) sono sensibili alla definizione utilizzata, sono stati riportati e discussi sia i tassi relativi alle "transizioni osservate" sia quelli per le "transizioni aggiustate".

Delle 4268 uscite dalla povertà osservate nei dati, 19% si riferiscono agli individui il cui reddito supera la soglia di povertà di meno del 10% della stessa. Delle 2795

transizioni verso la povertà, il 27% si riferisce a cadute del reddito a un livello compreso tra la linea di povertà e un 90% della stessa. Dato che la definizione “aggiustata” di transizioni ha l’effetto di rendere più difficile all’individuo il superamento della soglia, non sorprende di osservare una diminuzione (aumento) delle stime dei tassi d'uscita (funzione di sopravvivenza^{xiii}) in tabella 4. Ciò è ancor più evidente nel caso dei tassi di rientro (e della relativa funzione di sopravvivenza) mostrati in tabella 5.

Come illustrato in tabella 4, le stime dei tassi d'uscita rivelano l'esistenza di *duration dependence* negativa: più a lungo un individuo rimane nella povertà, meno probabile è che lascerà quella condizione nel periodo successivo. Per il gruppo degli individui che hanno appena iniziato uno spell di povertà, circa 6 su 10 (58%) riescono ad uscire dopo il primo anno, nel caso in cui si guardi alle transizioni osservate (ultima colonna in tabella 4); dopo cinque anni la probabilità di fuoriuscita dalla povertà è di soltanto il 20 per cento. Se ci si riferisce invece alle transizioni “aggiustate”, la stima del tasso di uscita dopo un anno è pari a 48%; all'aumentare della durata i tassi d'uscita valutati in colonna 6 della tabella 4 rimangono superiori a quelli mostrati in colonna 4. Di conseguenza, il 9% del gruppo di coloro che era diventato povero è ancora tale dopo 6 anni se sono usate le transizioni osservate (colonna 5); il 18% se sono usate le transizioni “aggiustate”.

La tabella 5 mostra i tassi di rientro e la funzione di sopravvivenza per coloro che hanno appena terminato uno spell di povertà. La dipendenza negativa della probabilità di uscita dalla durata nello stato emerge ancora una volta: più a lungo un individuo rimane fuori dalla povertà, meno probabile è che nel periodo successivo si ritroverà con un reddito al di sotto della soglia. Fortunatamente per gli individui, i tassi di rientro sono notevolmente inferiori ai tassi d'uscita (circa la metà); tuttavia essi sottolineano un rischio significativo di ricadute al di sotto della soglia di povertà, specialmente durante gli anni subito dopo un'uscita dalla stessa. Se si considerano le transizioni “aggiustate” (colonna 4), circa il 19% degli individui che concludono uno spell di povertà riavrà il reddito ancora una volta sotto la soglia dopo il primo anno; dopo quattro anni, circa il 35% di coloro che erano riusciti a sfuggire alla povertà saranno divenuti poveri nuovamente. Anche più alti sono i tassi di rientro mostrati in colonna 6, con riferimento

alle transizioni osservate. In questo caso la probabilità di ricaduta in povertà dopo un anno è del 25%, e ben il 46% sono ridivenuti poveri dopo 4 anni.

Considerati nel loro insieme, i risultati delle tabelle 4 e 5 mostrano come in Italia ci sia un elevato turnover nella condizione di povertà. Benché ci sia un piccolo gruppo di persone che sono persistentemente povere (cioè lo sono in tutte le onde), vi è un numero relativamente grande di persone che entrano ed escono dalla povertà da un anno all'altro.

Queste caratteristiche dinamiche della povertà non sono peraltro prerogativa dell'Italia, e risultati simili vengono riportati anche per altri paesi sviluppati. Per esempio, Devicienti (2002) stima che circa una persona su due nel Regno Unito riesce ad uscire dalla povertà dopo solo un anno; col perdurare al di sotto della soglia diventa via via più difficile uscirne, ma dopo 4 anni il tasso di uscita è ancora del 20% circa. Per gli US, Stevens (1999) riporta cifre simili: 54% per il tasso di uscita dopo un anno, e 23% dopo 4 anni. Per l'Italia le corrispondenti percentuali in tabella 4 sono 48% dopo un anno e 20% dopo quattro. Per quanto i confronti tra paesi, nelle analisi statiche quanto in quelle dinamiche, vadano sempre interpretati con le dovute cautele, anche i tassi di rientro sono molto simili tra questi tre paesi e, al contrario dei tassi di uscita, leggermente a favore dell'Italia: la probabilità di tornare al di sotto della soglia dopo solo un anno è pari a 29% nel Regno Unito, 27% negli USA e 25% per l'Italia; dopo due anni le percentuali sono pari a 16% sia in US che in UK, e solo l'11% in Italia. Si veda anche l'analisi in OECD (2001) per un confronto delle dinamiche di povertà tra Canada, US, UK e Germania su un orizzonte temporale di 8 anni, e per 15 paesi europei (inclusa l'Italia) ma limitatamente ad un intervallo di soli tre anni. In generale le conclusioni di OECD (2001) indicano che: 1) la povertà tende ad essere maggiormente persistente nei paesi in cui si registra una maggiore incidenza della stessa, 2) l'Italia sembra presentare alti livelli sia di incidenza che di persistenza (in confronto con la media EU), 3) negli USA l'incidenza e la persistenza risulta più alta che nella media EU, 4) per tutti i paesi emerge un quadro dinamico caratterizzato da alto turnover per la maggior parte della popolazione toccata dalla povertà, ma anche una preoccupante persistenza (trappole di povertà) concentrata su determinati gruppi della popolazione. L'analisi delle prossime pagine approfondirà questo quadro con riferimento all'Italia, al più esteso orizzonte

temporale disponibile e utilizzando una metodologia più generale di quella in OECD (2001), capace di tenere in conto degli spell ripetuti e della loro durata.

3.3 Persistenza in Povertà

Le indicazioni che emergono dalle stime dei tassi d'uscita e di ricaduta vengono ora combinate per derivare la distribuzione del “numero di anni passati in povertà”, che sta alla base della misura di persistenza adottata in questo lavoro. Data la rilevanza degli spells ripetuti messa in luce dalla tabella 2, sembra opportuno considerare delle misure di persistenza che tengano conto del numero complessivo di anni in povertà, all'interno del nostro orizzonte temporale di otto anni, senza limitarci solo a quelle sequenze in cui gli anni in povertà sono consecutive. In altri termini, si tiene conto delle possibilità d'uscita ma anche di successiva ricaduta, soprattutto a distanza di pochi anni, cui gli individui sono soggetti. Questa misura di persistenza in povertà basata sugli spells ripetuti non è stata mai stimata prima per l'Italia, né per altri paesi, ad eccezione degli Stati Uniti (Stevens, 1999) e il Regno Unito (Devicienti, 2002; Rigg, Jenkins and Devicienti, 2002).

La seconda colonna della tabella 6 mostra la distribuzione degli anni in povertà limitandosi a spells singoli (anni consecutivi in povertà), calcolata cioè usando soltanto i tassi d'uscita. La colonna 3 al contrario usa sia i tassi d'uscita che quelli di rientro per stimare gli anni spesi in povertà durante un arco temporale di otto anni, includendo sia gli anni consecutivi sia quelli non-consecutivi in povertà. Nelle colonne 4 e 5 gli stessi calcoli sono ripetuti usando le transizioni osservate, anziché quelle “aggiustate”. Per illustrare come queste distribuzioni sono calcolate in pratica ci si servirà di un semplice esempio.

Si indichi con m il numero totale di interviste in povertà (non necessariamente consecutive) per un individuo che ha appena iniziato uno spell di povertà nella onda 2. Per esempio si supponga che si desideri calcolare la probabilità di osservare 4 anni in povertà su 7: $Prob(m=4)$. Ciò è dato dalla somma della probabilità di tutte le possibili sequenze di reddito che, su 7 onde, presentano un totale di quattro interviste in povertà. Una tale sequenza è, per esempio, (0, 1, 1, 0, 0, 0, 1, 1), dove uno 0 al posto i -esimo indica che l'individuo non è povero alla onda i -esima, mentre un 1 indica che è povero. Durante l'intero periodo di tempo, l'individuo rappresentato in quella sequenza ha avuto

4 interviste nella povertà. Allora dobbiamo calcolare $Prob(0, 1, 1, 0, 0, 0, 1, 1)$. Poiché escludiamo il primo spell di non-povertà (censurato a sinistra), questa sequenza di reddito si compone di uno spell completo di povertà di due anni, uno spell completo di non-povertà di tre anni, ed infine da uno spell censurato di un anno di povertà. Denotando con $e(d)$ e $r(d)$, rispettivamente, i tassi d'uscita e di rientro alla durata d , così come stimati nelle tabelle 4 e 5, allora possiamo scrivere:

$$Prob(0, 1, 1, 0, 0, 0, 1, 1) = (1-e(1))e(2)(1-r(1))(1-r(2)) r(3)(1-e(1)).$$

La probabilità di osservare quella particolare sequenza è, in altri termini, individuata come il prodotto della probabilità dei suoi episodi costituenti. Occorre allora calcolare le probabilità di tutte le sequenze possibili che generano un totale di quattro anni in povertà, e sommarli, per ottenere il valore $Prob(m=4)$ riportato in colonna 3 della tabella 6. Si noti che, nel metodo che considera solo gli spell singoli (colonna due), l'unico evento che implica un totale di quattro anni in povertà è la sequenza di reddito $(0, 1, 1, 1, 1, 0, 0, 0)$, che ha probabilità $(1-e(1))(1-e(2))(1-e(3))e(4)$.

Per dare un riferimento al confronto tra le previsioni basate su spell singoli e quelle su spell ripetuti, abbiamo anche calcolato la distribuzione di m che emerge dai dati nel panel. In particolare, la colonna 6 in tabella 6 è derivata dal semplice conteggio delle interviste in povertà per il gruppo di coloro che diventano poveri nella onda 2 – cioè le sequenze $(0, 1, x, x, x, x, x, x)$ in tabella 2, dove il x può essere uguale a 0 o 1.

Si guardino ora i risultati mostrati nella tabella 6. Dal confronto tra le colonne dalla 2 alla 6 si può chiaramente verificare che la stima della distribuzione di m effettuata con il metodo degli spell singoli presenta una più alta percentuale di popolazione con spell brevi di povertà. Per esempio, 48% della popolazione ha soltanto un'intervista (delle sette seguenti) in povertà secondo il metodo a spell singoli; tuttavia, tenendo conto degli spell ripetuti la proporzione si riduce al 30% in colonna 3. La stima ottenuta direttamente dai dati (colonna 6), è circa 25%. A più lunghe durate, d'altra parte, il metodo a spell singoli tende a sottovalutare la distribuzione del tempo totale speso in povertà, mentre il metodo a spell ripetuti riesce a riprodurre i pattern osservati dai dati in misura considerevolmente maggiore. Per esempio, utilizzando le transizioni osservate, circa 33% di quelli che iniziano un periodo di povertà passano almeno 4 anni

al di sotto della soglia secondo le stime del metodo a spell ripetuti, mentre si ottiene soltanto 16% col metodo a spell singoli. Dalla colonna 6, si può calcolare come la proporzione che nel campione ha speso quattro su sette interviste in povertà è circa 47%.^{xiii} Tutto ciò non fa che confermare l'idea avanzata in questo lavoro che, per fornire una misura adeguata di persistenza in povertà, occorrono informazioni non solo sulle transizioni in uscite, ma anche su quelle in entrata, in modo che queste possano poi essere combinate per poter dar conto dei numerosi pattern di alternanze bassi/non-bassi redditi che gli individui possono sperimentare in pratica, come documentato chiaramente in tabella 2.^{xiv} La comune metodologia impiegata rende possibili i confronti tra Italia e Regno Unito per quanto riguarda le misure di persistenza in povertà proposte (il confronto con gli Usa risente del diverso periodo di riferimento, essendo i dati relativi agli anni '80). Con riferimento alle transizioni osservate per il Regno Unito, Devicienti (2002) riporta che circa 41% di quelli che iniziano un periodo di povertà vi rimangono per almeno 4 anni (contro il 33% in Italia) una volta che si tiene conto degli spell ripetuti (solo 19% col metodo a spell singoli in UK, e 16% in Italia).

L'analisi fin qui svolta - occorre sottolinearlo - ha in effetti supposto che tutti gli spell osservati si riferiscono ad una popolazione completamente omogenea. Ma è invece più probabile che gli individui con le particolari caratteristiche, osservabili ed non-osservabili, siano soggetti in misura diversa ai rischi di sfuggire dalla (e/o di ricadere in) povertà, e quindi siano maggiormente vulnerabili a situazioni di povertà persistente. Per fornire un'immagine più realistica dei differenti rischi cui sono esposti i vari gruppi della popolazione, nella prossima sezione si abbandoneranno le semplici stime delle tavole di sopravvivenza presentate finora per dedicarsi alle stime di modelli multivariati, in cui i tassi di uscita e di rientro vengono fatti dipendere da varie caratteristiche familiari/individuali e da fattori socio-economici. In generale, è sempre possibile interpretare in senso puramente descrittivo i risultati di questi modelli, in cui dunque viene analizzata l'esperienza longitudinale di povertà nei sottogruppi della popolazione, omogenei nelle caratteristiche selezionate. Alternativamente, ma più discutibilmente, i modelli possono essere impiegati per cercare di "spiegare" i pattern osservati di povertà, ben sapendo però che è quasi impossibile fare giustizia della moltitudine dei processi demografici ed economici che stanno alla base delle transizioni di povertà degli

individui e delle loro famiglie senza il ricorso a veri “modelli strutturali”, sempre che ciò sia possibile. Mentre questa operazione è già estremamente complessa quando si cerca di “modellare” i redditi da lavoro dell’individuo, lo è immensamente di più nel caso in cui la variabile la cui dinamica si vuole comprendere è il reddito familiare netto equivalente (Jenkins, 2000).

4 ANALISI MULTIVARIATA DEI TASSI DI USCITA E DI RIENTRO IN POVERTÀ

In questa sezione si procede alla stima di due set di modelli a rischio proporzionale con tempo discreto, uno per le uscite dalla povertà e l’altro per i rientri. Seguendo Prentice e Gloecker (1978), la probabilità o *hazard* di lasciare uno stato (povertà o non-povertà) nell’intervallo (discreto) di tempo indicato da d ($d=1,2,..6$ nel nostro caso) per un individuo i è specificato come:

$$h_d(X_{id}) = 1 - \exp(-\exp(X_{id}'\beta + \theta(t))) \quad (1)$$

dove X_{ij} è un insieme di covariate, β è il vettore dei coefficienti da stimare e $\theta(t)$ è una forma funzionale che descrive il modo in cui la durata dello spell influenza la probabilità di uscita dallo stato. Questo è un modello cosiddetto *complementary log-log* (clog-log) e può essere interpretato come la controparte a tempo discreto di un sottostante modello proporzionale di rischio a tempo continuo, la cui variabile (continua) di durata è rappresentata da $t > 0$ (si veda Allison 1982; Jenkins 1995). Le ipotesi adottate per la forma funzionale del cosiddetto *baseline hazard*, $\theta(t)$, possono risultare troppo restrittive, nel senso di limitare inopportuno il modo in cui $\theta(\cdot)$ varia con t , col risultato di rendere le stime dei parametri distorte. È quindi importante adottare specificazioni sufficientemente generali. Seguendo Meyer (1990), si è qui utilizzata una specificazione (non-parametrica) completamente flessibile, con dummy per ogni intervallo d in cui l’uscita può aver luogo. Cioè si suppone che per ogni intervallo temporale ci sia uno specifico parametro da stimare, costante durante l’intervallo, e che può essere interpretato come il logaritmo dell’integrale del baseline hazard nel corrispondente intervallo di tempo.

Nella letteratura sui modelli di durata, così come in gran parte dei modelli microeconomici, è stato da tempo riconosciuto che ignorare l'eterogeneità nascosta (caratteristiche non osservate degli individui) può portare a rilevanti bias nelle stime dei parametri, sottostimando come il tasso di rischio cambia con la durata ed esagerandone l'effetto delle covariate (si veda per esempio, Lancaster, 1990). Meyer (1990) ha esteso il modello in (1) usando una variabile casuale, con distribuzione gamma, per tenere conto dell'eterogeneità nascosta. In pratica, un termine random additivo, specifico dell'individuo, è aggiunto nella (1) con l'intenzione di cogliere la miriade di differenze non-osservate degli individui. In questo lavoro si è scelto di non controllare l'eterogeneità nascosta principalmente perché, come per esempio riconosciuto dallo stesso Meyer (1990), il bias nei parametri causato dall'omissione dell'eterogeneità nascosta è trascurabile se si è già adottata, come noi facciamo, una specificazione sufficientemente flessibile per il baseline hazard. In secondo luogo, pur esistendo degli approcci in grado di tener conto non solo dei fattori non-osservabili ma anche che gli stessi possano essere correlati tra spells di povertà e spells di non-povertà, tali approcci in genere non alterano significativamente i risultati della persistenza *tra* sottogruppi della popolazione (avendo principalmente un effetto *dentro* i gruppi), ma sono ben più complessi da stimare. Si veda ad esempio Stevens (1999) per la dinamica della povertà a livello individuale per gli Stati Uniti e Devicienti (2001) per il Regno Unito.^{xv}

Gli studi che hanno usato i modelli di durata per lo studio delle transizioni di povertà differiscono non soltanto nei tipi di covariate incluse nelle regressioni, e nelle forme funzionali adottate, ma anche nell'inclusione o nell'esclusione di spell che si riferiscono a determinati gruppi della popolazione e nell'unità di analisi. Ciò non dovrebbe sorprendere poiché, mentre la teoria economica fornisce una guida chiara per lo studio della dinamica dei salari e dei redditi da lavoro di un individuo, la teoria è molto meno sviluppata nel più complesso caso del reddito familiare netto equivalente. Di conseguenza gli analisti spesso seguono un approccio empirico, per così dire “più eclettico”, e fondano le proprie scelte di modellizzazione più sulla propria intuizione che non sulla base della teoria economica. Per esempio, Cantò-Sanchez (1996) adotta la famiglia come unità di analisi, Schulter (1997) limita l'attenzione agli spell che si riferiscono a persone con età superiore a 21, mentre Stevens (1999) include spell per

tutti i gruppi della popolazione (adulti e bambini) ed ha l'individuo come unità d'analisi. In linea di principio, ci sono buoni motivi sia per includere che per escludere gli spell che si riferiscono ai bambini. Da una parte, gli spell di quest'ultimi riflettono semplicemente quelli dei loro genitori, dato che sono costoro che in ultima analisi prendono le rilevanti decisioni socio-economiche (circa l'offerta di lavoro, formazione o dissoluzione della famiglia, ecc). Se inclusi, quindi, questi spells tendono a replicare semplicemente gli spells di uno o entrambi i genitori. Da un punto di vista econometrico, il problema è che spells che si riferiscono ai membri della stessa famiglia, ed ai bambini in particolare, non soddisfano il presupposto d'indipendenza delle osservazioni necessario per garantire una buona precisione delle stime (Stevens, 1999).

D'altra parte, però, l'infanzia è un periodo particolarmente fragile riguardo all'incidenza ed alla persistenza di povertà e sarebbe chiaramente un vantaggio il poterla studiare con riferimento a qualsiasi gruppo nella popolazione. In più, se è vero che i membri di una stessa famiglia hanno tutti lo stesso reddito in t , la famiglia può cambiare in $t+1$, e nella misura in cui alcuni membri della famiglia in t prendono direzioni - o entrano in situazioni - diverse da quelli di altri della stessa famiglia, continua ad aver senso, e rilevanza, seguire nel tempo come entità distinte tutti i componenti familiari. Solo così si può valutare l'effetto che cambiamenti demografici come la separazione, il divorzio, o l'uscita dei figli adulti per formare una nuova famiglia, hanno sulle esperienze longitudinale di povertà di ciascun individuo nella popolazione. La questione dipende parzialmente anche dall'interpretazione che uno è disposto ad attribuire ai modelli che si vogliono stimare. Se si immagina di indagare sulle ragioni per le quali si osservano determinati pattern di povertà, e quindi ci cercano di "spiegare" i comportamenti, allora forse le motivazioni per l'esclusione degli spells dei bambini acquistano maggiore forza. Se, invece, si interpretano le analisi principalmente come un esercizio descrittivo delle dinamiche individuali di povertà, allora è chiaramente un vantaggio poter includere tutti i gruppi della popolazione. Quest'ultima interpretazione prevale nel presente lavoro (come anche in Stevens, 1999), e dunque gli spells utilizzati per la stima dei modelli si riferiscono sia agli adulti che ai bambini. Ancora una volta seguendo una ottica "eclettico/empirica", ci limitiamo qui a notare che le analisi di robustezza non hanno in realtà mostrato grossi cambiamenti nelle stime derivanti

dall'inclusione/esclusione degli spells relativi ai bambini, come anche riscontrato in Devicienti (2002a) nel caso del Regno Unito.

Un secondo problema, peraltro collegato al precedente, riguarda il tipo di covariate da includere nelle regressioni. In linea di principio, un vasto insieme di caratteristiche relative a ciascun membro della famiglia - e di eventi che a questi accadono - può far parte dei fattori che determinano le transizioni di povertà di ciascun altro membro. La maggior parte delle variabili usate sono a livello della famiglia, ed in particolare si riferiscono alla persona di riferimento (PR), come per esempio la sua formazione scolastica, il suo status nel mercato del lavoro, l'età, genere, ecc. Altre variabili a livello familiare possono essere costituite dal numero di bambini o di anziani che condividono lo stesso tetto. Dopo aver tenuto conto di queste variabili familiari, tuttavia, diventa importante includere variabili a livello individuale, in modo da poter descrivere le differenze di povertà che nel corso del tempo individui con caratteristiche proprie possono sperimentare pur partendo da una comune situazione familiare. Ancora una volta, si è qui seguito un approccio eclettico e si è deciso di includere, in una versione dei modelli presentati, delle dummy per il gruppo d'età come principale covariata a livello d'individuo. Ciò è potenzialmente utile in quanto permette di esaminare se i giovani e gli anziani sono maggiormente esposti rispetto al resto della popolazione al rischio di povertà persistente.

Un'altra questione preliminare da affrontare riguarda la possibile inclusione, accanto alle summenzionate caratteristiche possedute dalle famiglie/individui in un dato momento nel tempo, anche di variabili che descrivano gli "eventi" (per ex., perdere il lavoro, il verificarsi di un divorzio, la nascita di un bambino, la scomparsa del coniuge, ecc.) che accadono nel corso del tempo. Ci sono vari motivi a favore e contro tale inclusione (Jenkins, 2000). Da un punto di vista puramente empirico, è difficile riuscire ad identificare entrambi i set di variabili. Stevens (1999), infatti, riporta che, avendo già controllato per il sesso e l'educazione del capo famiglia, quasi nessuna delle variabili "evento" risulta statisticamente significativa. Uno dei motivi è che, una volta si sia già tenuto conto con apposite variabili esplicative della condizione del mercato del lavoro e di varie caratteristiche demografiche ad un punto nel tempo, e queste variabili possono variare col trascorrere del tempo (sono cioè time-varying), la maggior parte degli "eventi" che interessano la famiglia sono già descritti dai cambiamenti di queste

variabili-caratteristica nel tempo. Per esempio, è evidente che un aumento nella variabile “dimensione familiare”, accompagnato da un aumento di una unità nella variabile “numero di bambini”, deve implicare l’evento “nascita di un figlio”. Nelle nostre regressioni si è deciso di non includere le variabili “evento” anche per motivi collegati alle valutazioni di impatto di differenti scenari di policy. Infatti, mentre i policy maker sono spesso a conoscenza delle caratteristiche dei gruppi di cui sono interessati a simulazione di scenari (e quindi ha senso inserire tali caratteristiche nei modelli che stanno alla base di tali simulazioni), non sono generalmente a conoscenza degli eventi che – nel corso della vita – caratterizzeranno tali gruppi, rendendo meno rilevante il loro inserimento nei modelli da stimare.

5 RISULTATI DELLE STIME

I risultati dei nostri modelli sono presentati in tabella 7 (tassi d'uscita) e tabella 8 (tassi di rientro). Mentre le tavole riportano i coefficienti stimati, $\hat{\beta}$, l'effetto (proporzionale) di ciascuna variabile sul tasso di rischio può essere ottenuto calcolando $\exp(\hat{\beta})$. Nelle stime dei modelli viene usata (come variabile “dipendente”) la definizione “osservata” di transizioni dentro e fuori la povertà.^{xvi}

5.1 Chi esce dalla povertà?

Cominciamo col discutere le probabilità di uscire dalla povertà per coloro che sono appena diventati poveri. Esaminando i coefficienti delle dummy di durata, si può notare che i dati confermano la presenza di *duration dependence* negativa, come già trovato con le semplici stime delle tavole di sopravvivenza (tabella 4). Come ci si poteva attendere, però, l’effetto della durata sull’hazard è ora meno rilevante (alcune delle dummy non risultano statisticamente significative) poiché si sta tenendo conto anche di molti altri fattori economici e demografici. Ciò accade spesso nei modelli di durata ed è generalmente ritenuto come un’indicazione che la *duration dependence* è almeno parzialmente dovuta ad un effetto di *sorting* (gli individui con le caratteristiche favorevoli tendono a lasciare lo stato più in fretta) piuttosto che indicare un vero e proprio effetto di “stigma” (per esempio dovuto al deprezzamento di capitale umano o a deterioramento del *network* personale). Giraldo et al. (2002) propongono una metodologia per distinguere tra i due effetti e la applicano al caso dell’Italia utilizzando i

dati della Banca d'Italia sui risparmi familiari. Dopo aver tenuto conto della non-ignorabilità dell'attrito nel loro dataset longitudinale, non trovano evidenza di “vera” dipendenza dalla stato di povertà (*true state dependence*), un risultato che va nella stessa direzione di quelli da noi riportati in tabella 4.

Le varie caratteristiche familiari hanno effetti dal segno per lo più prevedibile sulle probabilità di uscita e di rientro dalla povertà, ma non mancano le sorprese. Per semplicità espositiva, e salvo indicazione contraria, la discussione dei coefficienti e dei connessi “rischi relativi” farà riferimento principalmente alla versione denominata “modello 1” nelle tabella 7 e 8.

Il numero di bambini nella famiglia ha un effetto negativo sulla probabilità di lasciare la povertà. I motivi sono ben noti: molti genitori hanno bambini in quella fase della vita in cui non hanno ancora stabilizzato la propria carriera lavorativa o raggiunto il proprio picco di capacità retributiva; può risultare difficile per il genitore che si occupa dei bambini riuscire a lavorare full-time; soprattutto, i bambini consumano ma non guadagnano (ovvero il reddito equivalente si riduce automaticamente ogni qualvolta si aggiunge un nuovo bambino alla famiglia). A parità di altre condizioni, chi vive in una famiglia con 3 bambini ha un tasso di uscita che è quasi il 32% più basso di chi vive in una famiglia in cui non ci sono bambini.^{xvii} Si è provato a verificare se la presenza di bambini molto piccoli (con meno di 6 anni) diminuisce il rischio d'uscita, ma il coefficiente per lo più non risulta statisticamente diverso da zero. In più il rischio di uscita in realtà sembrerebbe aumentare (anche se di poco, del 9% nel modello 1). Senza averne la certezza, ciò potrebbe anche riflettere una maggiore quantità di trasferimenti (privati o pubblici) che le famiglie – specie le giovani coppie – ricevono in relazione alla nascita dei figli.

Le famiglie con un numero maggiore di adulti (con età tra 18 e 65) hanno maggiori possibilità di uscire dalla povertà (date le maggiori possibilità di resource sharing), ma il termini quadratico della variabile mostra che quando si superino 3 adulti in famiglia il rischio di uscita comincia in realtà a diminuire, in parte segnalando la possibilità che adulti addizionali (di età inferiore a 65) possano avere problemi di occupazione nel mercato del lavoro (disoccupati o fuori dalle forze di lavoro) e/o sanitari (per ex., disabili). Dunque, a parità di figli, le coppie hanno migliori chances di sfuggire alle condizione di povertà sia dei singoli che delle famiglie numerose.

E' però interessante, e probabilmente anche peculiare del caso italiano, che all'aumentare del numero di anziani (qui definiti come persone con più di 65 anni) le speranze di uscita dalla povertà aumentano, come rappresentato dal coefficiente positivo della relativa variabile. Anzi, essendo quest'ultimo più grande del relativo coefficiente (lineare) della variabile numero di adulti, aggiungendo un anziano e togliendo un adulto dalla famiglia si crea un leggero miglioramento dell'hazard in uscita. Benché per certi versi curiosa, questa circostanza non può che richiamare alle anomalie previdenziali del caso italiano, in cui pensioni spesso molto generose possono, a parità di altre condizioni, far risultare la presenza di un anziano come aumento del benessere familiare, almeno – si badi bene – finché quest'ultimo è rappresentato dal reddito familiare equivalente. In generale, questi risultati non fanno che confermare l'importanza dei redditi "secondari", cioè guadagnati dai componenti (coniuge, nonni, etc.) diversi dalla persona di riferimento nel gravoso compito di sollevare la famiglie al di sopra della soglia di basso reddito (OCSE, 1998). Si noti, infine, come il contributo marginale (negativo) dei bambini sia inferiore a quello (positivo) degli adulti (o degli anziani), per cui "scambiando" un bambino per un adulto o un anziano nella famiglia le opportunità di sfuggire alla povertà in termini di reddito migliorano, come d'altronde uno si aspetterebbe.

I coefficienti dell'età della PR (lineari e quadratici) nel modello 1 della tabella 7 implicano che all'aumentare di tale età le opportunità di uscita aumentano, ma solo fino ad un massimo di 44 anni, al di là del quale – riflettendo il profilo leggermente calante delle retribuzioni nella fase finale della carriera e le minori possibilità di mobilità occupazionale – le probabilità di uscita cominciano a diminuire. E' anche possibile che, a parità d'altre condizioni, l'effetto sia dominato da ciò che avviene in vecchiaia, in cui l'età della persona di riferimento tende ad associarsi molto ad importanti cambiamenti sia nelle condizioni lavorative che della struttura della famiglia (inabilità al lavoro, morte del coniuge, etc.), contrapponendosi invece alla maggiore vitalità delle famiglie con PR più giovani.

L'età degli individui (invece che della PR) non sembrano esercitare un effetto apprezzabile e, in effetti, la maggior parte delle dummy non sono statisticamente significative. Un'importante eccezione sembra quella per gli individui con età 55-65,

che sembrano godere di maggiori possibilità d'uscita, ma l'effetto è comunque piccolo. Sperimentazioni con varie specificazioni alternative dei modelli ci hanno portato a concludere che non si riesce a distinguere in maniera convincente tra effetto dell'età della PR ed effetto dell'età individuale; preferiamo allora concentrarci sull'effetto dell'età della PR (ed è questa che verrà utilizzata nelle simulazioni della sezione 5.3)

Coloro che vivono in famiglie con PR donna sembrano godere di maggiori probabilità di oltrepassare la soglia di povertà. Ciò è esattamente il contrario di quanto viene riportato in simili ricerche su dati americani o, sebbene in misura minore, per dati britannici (per esempio OECD, 1998; Stevens, 1999). Non è chiaro se ciò rifletta il modo in cui la persona di riferimento è individuata nelle indagini ECHP rispetto a quella americana (PSID) o britannica (BHPS), o se dipenda da effetti di composizione / variabili mancanti di cui i nostri modelli non riescono a tener conto, per es. il fatto che la PR donna in qualche modo possa riflettere un suo elevato status lavorativo/retributivo.

Chi vive in una famiglia di cui la PR ha un livello di istruzione piuttosto basso, inferiore cioè al caso base (diploma completato), ha maggiori probabilità di sperimentare lunghi spell di povertà: il coefficiente stimato per questa variabile nel modello 1 è -0.17, che si traduce in tasso di rischio che è circa 39% più basso rispetto al caso di PR con diploma. Se la PR presenta elevati livelli d'educazione (corrispondenti alla laurea), le probabilità d'uscita sembrerebbero più alte che nel caso base, anche se il coefficiente non risulta statisticamente significativo.

Non sorprendentemente, la condizione della PR nel mercato del lavoro è fortemente correlata con la probabilità di transizione fuori dalla povertà. Tra tutte le variabili incluse nel modello quelle che diminuiscono maggiormente le chances di uscita sono proprio quelle che indicano problemi di disoccupazione o di partecipazione alle forze di lavoro. Se la PR è disoccupata, la probabilità di transizione è circa 82% più bassa che nel caso in cui la PR è occupata e "lavora normalmente" (lavora più di 15 ore la settimana). Individui che vivono in famiglie in cui la PR lavora ma meno di 15 ore la settimana, o è fuori dalla forza di lavoro (lavoratore scoraggiato, pensionato, etc.),

presentano tutti chances di uscita molto più basse che nel caso di PR che lavora normalmente. Se la PR è classificata come “lavoratore scoraggiato”, il tasso di rischio è addirittura il 95% più basso che nel caso della categoria omissa. Questi risultati sottolineano ancora una volta le ben note inadeguatezze delle politiche di assicurazione sociale e di assistenza nei confronti delle categorie che rimangono ai margini del mercato del lavoro per lunghi periodi di tempo (si vedano, tra gli altri, Sacchi et. al., 2002; Baldini et al., 2002; Utili e Rostagno, 1998; Negri e Saraceno, 1996).

Una variabile che non ci è stato possibile utilizzare, nonostante la sua potenziale importanza, è il tasso di disoccupazione locale.^{xviii} L'unica disaggregazione geografica che ci è possibile utilizzare nell'ECHP è quella per grandi macro aree: nord, centro e sud. Chi vive al sud ha minori possibilità di uscita, circa il 66% più basso rispetto a chi vive al centro, mentre sono circa il 68% più alte per chi vive al nord.

Infine, si noti come gli individui che iniziano un periodo di povertà con il loro reddito molto sotto la soglia trovano poi molto più difficile scavalcarla rispetto a quelli che cominciano con un gap di povertà (definito dalla distanza tra la soglia e il reddito della famiglia) meno severo. Il coefficiente è abbastanza alto (e va ancora moltiplicato per l'entità del gap), e mette in luce le minori speranze di affrancamento dalla propria condizione per le famiglie che versano in estrema povertà. Che si tratti di un'area dove coraggiosi interventi di policy siano prioritari non è forse inutile ribadire.

5.2 Chi rientra in povertà?

Ora discuteremo le probabilità di rientro in povertà per coloro che hanno appena varcato la soglia e stanno perciò iniziando uno spell di non-povertà (tabella 8). In generale, le variabili che tendono a rendere meno probabile le uscite in tabella 7 sono le stesse che rendono più probabili le ricadute in povertà. Una valutazione complessiva della persistenza in povertà, date le caratteristiche dei gruppi presi in considerazione, deve allora combinare sia i tassi di uscita che i tassi di rientro, in modo analogo a quanto fatto in sezione 3.3 con riferimento all'ipotesi di popolazione omogenea. Le simulazioni che discutiamo nella prossima sezione hanno proprio questo obiettivo. Ma prima è comunque istruttivo esaminare come i tassi di rientro cambiano al variare delle

caratteristiche familiari e personali. La discussione si concentrerà sui risultati del modello 1 in tabella 8.

Il risultato per cui più si rimane fuori dalla povertà e più diminuiscono le probabilità di una successiva ricaduta (negative duration dependence) – già riscontrato per la sua popolazione nel suo complesso in tabella 4 – è confermata anche nel caso in cui si controlli per tutta una serie di caratteristiche. E' possibile allora che ci sia qualcosa di intrinsecamente legato al processo che determina gli shock di reddito – specie quelli negativi – piuttosto che alle sole caratteristiche delle unità coinvolte, osservate e non. In altre parole, a prescindere da tali caratteristiche, il solo fatto di riuscire ad evitare per un sufficiente periodo di tempo che tali shock riportino la persona al di sotto della soglia costituisce di per se un'importante alleato contro la povertà. Se ciò è vero, le implicazioni di policy sono rilevanti: interventi tempestivi, anche se di breve periodo, che aiutino gli individui a star fuori dalla povertà possono instaurare dei circoli virtuosi ed avere effetti benefici (in termini di riduzione delle ricadute in povertà, e quindi di riduzione della persistenza) anche nel lungo periodo. In presenza, di questo tipo di effetti di “state dependence”, allora, il beneficio sociale di lungo periodo degli interventi può notevolmente superare, a parità di costo, il beneficio che è percepito dalla comunità (tutta, non poveri compresi) nel breve periodo.

Il rischio di ricadute in povertà aumenta se nelle famiglie vi è un numero relativamente grande di figli, cosa che però è ben noto riguardare sempre meno famiglie in Italia, anche più che nel resto d'Europa. E' interessante notare come la dimensione del coefficiente della variabile numero di bambini è (in valore assoluto) circa il doppio di quello stimato per la regressione dei tassi di uscita. Chi vive in famiglie con tre bambini ha più del doppio di rischio di ricadute in povertà rispetto a chi vive in famiglie dove non ci sono bambini. Ciò potrebbe essere interpretato come indicazione che i fattori e gli eventi demografici sono più importanti per spingere la famiglia al di sotto della soglia di povertà che non al di sopra della stessa. La presenza dei bambini che hanno meno di 6 anni non ha un effetto statisticamente significativo, ed ancora una volta il coefficiente ha segno per certi versi controintuitivo: sembrerebbe rendere meno facili i rientri, forse per un meccanismo simile a quello ipotizzato per i tassi di uscita.

Rispetto al caso in cui ci siano due adulti (qui definiti come persone con almeno 17 anni), le famiglie con una sola persona adulta hanno più probabilità di ricaduta in povertà (57% in più); lo stesso vale per le persone in famiglie con 3 o più adulti, che mostrano un rischio del 14% più alto rispetto alle coppie di adulti. Ancora una volta, sebbene l'esatto meccanismo non sia chiaro, i modelli sembrano cogliere da una parte le economie di scala di cui le coppie d'adulti possono godere, insieme ai benefici di redditi secondari, mentre dal terzo componente in poi domina il rischio che si tratti di persone che poco contribuiscono alle risorse totali familiari (presumibilmente a causa della bassa partecipazione al mercato del lavoro, che rimane tra le più basse d'Europa per i componenti "secondari" della famiglia, donne ed anziani in primo luogo).

Ancora una volta ciò sembra confermare l'idea che il reddito percepito da membri diversi dalla PR rappresentino fondamentali mezzi per mantenere la famiglia al di sopra della linea di povertà. Jenkins (2000) e OECD (1998), sulla base di considerazioni analoghe, sottolineano l'importanza di politiche che favoriscano la presenza di percettori secondari di reddito all'interno delle strategie complessive per la lotta alla povertà. Tra queste possono essere menzionate quelle miranti ad estendere la disponibilità di asili nido ed altri essenziali servizi sociali, la promozione di forme contrattuali che vengano maggiormente incontro alle esigenze specifiche di donne e anziani, deduzioni/detractions per i redditi del coniuge, programmi di re-training, modifiche dei criteri di accesso ai benefici pensionistici in modo da preservare gli incentivi al lavoro, ecc.)

Coloro che vivono in famiglie in cui la PR è una donna sembrano avere maggiori probabilità di rientro. Ancora una volta però, l'effetto è solo vagamente determinato, non risultando statisticamente significativo e segnalando difficoltà analoghe al caso delle uscite per questo tipo di variabile.

Quanto all'educazione della PR, non sorprende di trovare che nel caso questa sia elevata (al livello della laurea) le probabilità di ricaduta diminuiscono, mentre aumentano per bassi livelli di educazione determinando, rispetto al caso in cui la PR abbia un diploma, un minore (maggiore) rischio del 35% (15%), rispettivamente.

L'età degli individui (invece che della PR) non sembra esercitare un effetto apprezzabile, ed, in effetti, la maggior parte delle dummy non sono statisticamente

significative, con l'eccezione del coefficiente positivo riscontrato per gli individui con età 13-17. Al contrario, individui con età maggiore di 65 sembrano correre meno rischi di rientri, forse in qualche modo collegato al discorso che si faceva a proposito delle generose pensioni che ancora dominano nel panorama italiano. Tuttavia, i modelli hanno difficoltà ad isolare in maniera precisa questo tipo di pattern, sempre assumendo che essi esistano veramente. Al contrario dei tassi d'uscita, l'età della PR (e il suo quadrato) non risulta essere tra le determinanti dei tassi di rientro, riportando coefficienti che non sono statisticamente significativi.

La condizione della PR nel mercato del lavoro continua ad esercitare un importante effetto sulla persistenza in povertà aumentando i rischi di ricaduta per disoccupati lavoratori scoraggiati.

Anche l'area geografica esercita l'effetto atteso, ed infatti gli individui che vivono al sud hanno un rischio del 56% superiore rispetto a quelli del centro, mentre per chi vive al nord è del 17% inferiore.

Infine, la distanza (positiva) tra il reddito e la soglia di povertà all'inizio dello spell ha un forte effetto sul tasso di rientro. Individui che partono con un reddito ben al di sopra della soglia, hanno molte meno probabilità di vedersi considerare poveri in avvenire.

5.3 Persistenza in povertà: le previsioni del modello

Concludiamo le nostre analisi usando i coefficienti stimati nelle tabelle 7 e 8 per valutare in maniera più completa le implicazioni per la persistenza di povertà di determinati gruppi della popolazione. Specificamente, sarà calcolata la distribuzione del numero d'anni in povertà (non-necessariamente consecutivi) per gli individui che la precedente analisi econometrica ha indicato come a maggior rischio di lunghi periodi con basso reddito.

La funzione di rischio in (1) è calcolata per ogni gruppo di interesse sostituendo i valori che le variabili assumono per il gruppo in esame e moltiplicando tali valori per i coefficienti stimati. Una volta che i tassi di uscita e di rientro alle varie durate sono così stati determinati, la metodologia a spell ripetuti descritta nella sezione 3.3 viene impiegata, così da calcolare la distribuzione di interesse e varie misure di sintesi di tale

distribuzione. I risultati sono presentati in tabella 9 usando le stime del modello 1 delle tabelle 7 e 8. Si tenga a mente che in questo tipo di simulazione, giacchè si riferiscono a coloro che comunque sono entrati in povertà, ognuno è per definizione povero per almeno un anno.

Si consideri il caso di due adulti senza figli, con PR di 50 anni con alto livello di istruzione e normalmente occupata, residenti al nord (gruppo B, colonna 3). Per una persona con tali caratteristiche e che sia appena caduta in povertà, la distribuzione del numero di anni (non necessariamente consecutivi) spesi sotto la soglia all'interno di una finestra temporale di sette anni è indicata in colonna 2 della tabella 9. La persistenza in povertà – sinteticamente misurata dal numero atteso d'anni sotto la soglia – è in questo caso pari a 1.31 anni. Le coppie con quelle caratteristiche, che pure sono a rischio di scivolate in povertà, non hanno però troppe preoccupazioni che lo stato sia di natura persistente, per lo più infatti riescono ad uscirne in fretta.

Si consideri ora il caso di una persona di 70 anni, sola, ritirata dal lavoro, con basso livello d'istruzione (gruppo A, in tabella 9) e che sia appena caduta in povertà. La distribuzione del numero di anni spesi sotto la soglia all'interno di una finestra temporale di sette anni è indicata in colonna 2 della tabella 9. Il numero atteso di anni in povertà allora è valutato essere uguale a 1.97. Nel caso E in colonna 6 (persona che vive in una famiglia formata da due anziani, PR 75 anni, ritirata dal lavoro e senza figli) anche in questo caso, tutto sommato, la povertà non appare un fenomeno particolarmente persistente, e l'attesa sotto la soglia è di meno di due anni. Finché non ci sono minori, non sembrerebbero esserci particolari problemi neanche per gli anziani, anche se è probabile che il modello qui non sia in grado di cogliere quelle situazioni di forte povertà che caratterizzano questo gruppo della popolazione. Un possibile motivo ha a che fare col fatto che, mentre le scale di equivalenza adottate tengono in qualche modo in conto del “costo dei figli”, esse non tengono conto del “costo degli anziani” o dei disabili (per es. relativo alle spese mediche), e ai componenti adulti aggiuntivi viene attribuito lo stesso peso a prescindere dall'età o di altre situazioni di bisogno. In tal modo, il reddito equivalente – su cui i nostri modelli si basano in ultima analisi – e l'effettivo benessere delle famiglie possono divergere significativamente. Qui ci limitiamo a notare come, nel caso in cui dettagliate informazioni sui consumi non siano

disponibili (come nell'ECHP), ricerche future che integrino il “costo degli anziani” o di altre categorie di bisogno nel computo delle scale di equivalenza possono contribuire a migliorare la performance esplicativa dei modelli di povertà stimati a partire dai redditi equivalenti.^{xix}

Rispetto alle precedenti tipologie analizzate in tabella 9, le cose cambiano drasticamente non appena si consideri la presenza di minori nella famiglia. Il caso C rappresenta una persona di 40 anni (unico adulto), ‘scoraggiata’, con tre figli e con presenza di bambini con età inferiore a sei anni. La persistenza in povertà più che raddoppia rispetto ai casi precedenti, con un’attesa di ben 4.46 anni sotto la soglia. E nel caso D, potenziale esempio di “lone mother” (persona di riferimento donna, di 20 anni, unica adulta, disoccupata, con due figli e con presenza di bambini con meno di 6 anni, vive al sud), si prevedono ben 4.88 interviste/anni in povertà su 7 interviste. La “pensione del nonno” è forse alla base della migliore situazione in cui, rispetto ai due casi precedenti, versa un individuo del gruppo F (famiglia di due adulti con due bambini, di cui almeno uno con età minore di 6 anni, PR che lavora meno di 15 ore la settimana, più la presenza di un anziano che vive sotto lo stesso tetto): in questo caso la persistenza in povertà scende a “soli” 2.37 anni. Per finire, c’è il caso G di una famiglia con PR donna, 40 anni, diploma, lavoratrice ma con meno di 15 ore la settimana (magari perché in uno dei nuovi contratti flessibili), con due bambini, più due anziani e vive al nord. Se i bambini continuano a tenere alto il numero di anni sotto la soglia, è possibile che siano ancora una volta i servizi e/o le pensioni del (e meglio se dei) nonno/i a “limitare i danni”, e il numero di anni atteso in povertà si riduce nel più ricco nord a soli 2.83 anni.

Prima di concludere ci piacerebbe avvertire il lettore che, benché il presente lavoro si sia basato esclusivamente sul reddito come misura per definire lo status di povertà e le relative transizioni, nulla vieta – certamente non il metodo di stima seguito – di adottare strategie alternative per l’identificazione dei poveri. Ad esempio, un’ottica multidimensionale della povertà, purché si sia d’accordo sui singoli indicatori da utilizzare e sulle regole di aggregazione degli stessi, e si giunga ad identificare con variabili binarie l’appartenenza o meno al gruppo dei poveri per un dato individuo in un

dato anno, è perfettamente compatibile con il resto dell'approccio metodologico seguito nel presente paper.

6 CONCLUSIONI

Questo lavoro ha inteso fornire una prima evidenza empirica sul fenomeno delle transizioni dentro e fuori la povertà e della sua persistenza nel tempo a livello di individui (e delle loro famiglie) in Italia, durante gli anni 90. Si è utilizzato un campione di dati nazionalmente rappresentativo di fonte ECHP per gli anni dal 1994 fino all'ultimo anno attualmente disponibile, il 2001. Uno degli obiettivi fondamentali del lavoro è stato quello di "complementare" l'analisi statica della povertà con quella dinamica, e di mostrare l'importanza di tale esercizio.

L'analisi ha confrontato sia i classici indicatori statici (incidenza della povertà nelle cross-section) sia indicatori che sfruttano la dimensione panel dei dati e quindi sono in grado di documentare fino a che misura la povertà colpisce gli individui in maniera transitoria o persistente. L'importanza di tenere conto degli spell ripetuti quando si intenda valutare quanto persistente è la povertà nella popolazione di interesse è stata sottolineata in modo particolare. La lunghezza attuale del panel - 8 onde - consente a nostro avviso di aggiungere informazioni rilevanti a quanto già noto sul fenomeno della povertà in Italia, e la ricchezza di informazioni concernenti le caratteristiche socio-economico degli individui e delle loro famiglie ci pone in una posizione privilegiata anche nei confronti del tentativo di "spiegare" - o almeno di descrivere in maniera approfondita - i pattern osservati di povertà.

L'esame preliminare dei dati ha indicato che, mentre una percentuale relativamente grande (circa il 3.5%) degli individui è stato povero per l'intero periodo considerato, quelle toccate dalla povertà in almeno un anno durante lo stesso periodo sono una proporzione ben più elevata della popolazione, raggiungendo circa il 46%.

Sono poi stati stimati i tassi d'uscita dalla povertà ed i tassi di rientro, nonché la distribuzione del numero totale di anni in povertà all'interno di una finestra temporale relativamente lunga (7 anni). E' stato messo in luce un fenomeno probabilmente poco conosciuto in Italia, e cioè l'esistenza di un elevato turnover di povertà, ovvero di un elevato numero di persone che da un anno all'altro entrano ed escono nella condizione in oggetto. Infatti, abbiamo stimato che circa 48% di quelli che cadono sotto la soglia di

povertà riescono ad uscirne dopo solo un anno. Tuttavia, ben il 19% di coloro che escono ricadono ancora una volta in povertà dopo il primo anno (e si arriva fino al 25% se si includono anche coloro che registrano un reddito di solo il 10% inferiore alla soglia). Il numero totale d'anni in povertà – un punto su cui il presente lavoro ha insistito – andrebbe quindi misurato considerando una data finestra d'osservazione (per esempio, le sette interviste seguenti), in modo che anche gli anni non-consecutivi in povertà siano pienamente tenuti in conto nel valutarne la persistenza.

Per la popolazione nel suo complesso, i nostri risultati indicano che circa il 30% di coloro che entra in povertà vi rimane solo un anno su sette (ovvero non sono soggetti a successivi rientri), designando quindi una sorta di “poveri temporanei”. Tuttavia, il 33% degli individui che entra in povertà è previsto restarvi per almeno quattro anni su sette se la misura adottata tiene conto degli spell ripetuti; se si considerano solo gli spell singoli la percentuale scende a 28%, che mal rappresenta i pattern effettivamente osservati nel panel. Questi risultati suggeriscono che per una proporzione relativamente consistente della popolazione Italiana – così come studi simili avevano già documentato per gli Stati Uniti e per il Regno Unito – la povertà è tutt'altro che un fenomeno transitorio che colpisce in maniera casuale e potenzialmente chiunque. Anche se la maggior parte degli individui riesce ad uscire relativamente in fretta dalla povertà, il pericolo di ricadere sotto la linea di povertà nell'immediato futuro rimane alto, e ciò è ancora più vero per individui con caratteristiche socio-economiche particolarmente sfavorevoli.

L'analisi multivariata ha indicato che ci sono gruppi della popolazione che sono non soltanto sistematicamente più a rischio di cadere sotto la linea di povertà; hanno anche minori probabilità d'uscita. Quando si combinano le informazioni sui tassi di uscita e quelli di entrata si scopre che ci sono gruppi della popolazione che sono a rischio di rimanere sotto la soglia per un numero preoccupante di anni. Persone che vivono in famiglie con molti bambini, e poche alternative di reddito rispetto a quelle garantite dalla persona di riferimento (PR), o in cui quest'ultima ha bassi livelli di formazione, costituiscono casi con più alto rischio di povertà persistente. Ancora peggiore è la situazione per coloro che vivono con una PR che non lavora (disoccupata, fuori dalle forze di lavoro) o lavora un numero insufficiente di ore, come nel caso dell'ormai documentato fenomeno dei working poor.

I nostri dati rivelano l'esistenza di una relazione negativa fra i tassi di rischio e la durata nello spell, anche dopo aver controllato per l'eterogeneità osservata. All'aumentare della permanenza in povertà, diventa via via più difficile riuscire ad uscirne con i propri mezzi, e di conseguenza i *long-term poor* costituiscono un gruppo su cui le politiche dovrebbero essere indirizzate in maniera selettiva. Inoltre, la presenza di *negative duration dependence* può anche implicare che le politiche che puntano a ridurre l'incidenza di povertà, scoraggiandone l'entrata o facilitandone un'immediata uscita, possono avere effetti di lungo periodo di riduzione della povertà.

Usando le stime di modelli di hazard proporzionale a tempo discreto, sia per i tassi d'uscita che per quelli di rientro, è stata poi simulata la distribuzione del tempo totale nella povertà su un periodo di sette anni per alcuni gruppi selezionati. I bambini che vivono in famiglie mono-genitore costituiscono un esempio notevole di gruppi che hanno bisogno d'attenzione concreta da parte del policy maker. Quando vivono con un singolo genitore, che ha bassi livelli di formazione e che non può/riesce a lavorare, questi bambini possono finire per spendere in povertà un numero d'anni che è più del doppio di quello di una coppia di lavoratori senza figli. Sono questi risultati che crediamo possano essere d'interesse per i policy maker impegnati nella lotta alla povertà.

Per quanto una completa valutazione delle politiche fosse al di là degli obiettivi del presente lavoro, i ben noti limiti del sistema di protezione sociale italiano sembrano riflettersi anche nei risultati della nostra analisi longitudinale. Essi confermano la necessità di operare in maniera più incisiva dal lato delle politiche, il cui funzionamento complessivo sembra insufficiente ad isolare alcuni gruppi della popolazione dai rischi di povertà persistente, misurata in termini di redditi post-tax e post-benefit. Mentre l'enfasi sulle politiche del mercato del lavoro appare largamente giustificata dai risultati delle stime, non meno importanti appaiono gli interventi di tipo assistenziale per determinate tipologie di rischio, in particolare quelle relative alla presenza di minori nel nucleo familiare e alle persone impossibilitate per vari motivi a partecipare al mercato del lavoro. Le recenti tendenze di riforma verso il ridirezionamento e la razionalizzazione della spesa pubblica per "assistenza", il superamento della sua tradizionale logica "categoriale" a favore di un orientamento "universalistico-selettivo", con interventi

collegati alle reali situazioni di bisogno, e la predisposizione di adeguati strumenti di reddito minimo e di servizi sociali (in-kind benefits), si configurano come promettenti strade per il futuro.

A queste indicazioni, la prospettiva dinamica della presente analisi consente di aggiungerne altre. Primo, che l'individuazione delle "reali" situazioni di bisogno – se deve continuare a basarsi sulla disponibilità di reddito delle famiglie, pur nell'ambito di strumenti che come l'ISE (Indicatore della Situazione Economica) tengano conto della ricchezza – non può non considerare l'elevato numero di famiglie che sono toccate solo in maniera temporanea dalla povertà di reddito. Se il reddito annuale non è complementato da informazioni sui redditi passati, o sui consumi, vi è il rischio di classificare come povere famiglie che hanno semplicemente un profilo molto variabile dei redditi (es., lavoratori autonomi), e che sono comunque in grado di assicurarsi un tenore di vita superiore alla soglia di povertà attraverso i risparmi (o prendendo a prestito, in assenza di vincoli di liquidità). Dati gli stringenti vincoli di bilancio pubblico e la dimensione relativamente alta di "poveri temporanei" sul totale dei poveri, è auspicabile che gli strumenti siano "selettivi" anche nei confronti di tali situazioni, identificando correttamente quei gruppi della popolazione che tendono a soffrire più a lungo e in maniera ricorrente di povertà, e che in quanto tali rimangono eleggibili anno dopo anno per l'assistenza pubblica. Il calcolo della povertà in base a considerazioni *life-cycle/permanent-income*, che però tenga conto dell'effetto dei vincoli di liquidità, appare un'area potenzialmente fruttuosa per la ricerca futura.

Più in generale, gli interventi dovrebbero differenziare tra le situazioni di povertà transitoria e quelle permanenti. Nel primo caso, compito delle politiche è principalmente di garantire un corretto funzionamento dei mercati, quelli finanziari e del del lavoro in particolare, e di predisporre adeguati schemi di assicurazione sociale che accompagnino le transizioni nel mercato del lavoro minimizzando eventuali effetti disincentivanti. Per le tipologie a rischio di povertà persistente, occorre invece, da una parte, spostare il focus degli interventi sulle cause che ne determinano l'entrata e/o ne ostacolano l'uscita, con particolare riferimento ad una maggiore partecipazione al mercato del lavoro ed un innalzamento della sua qualità attraverso il re-training e l'accesso alle nuove tecnologie. Dall'altra, la collettività dovrebbe farsi carico in

maniera più equa e generosa del passato di quelle situazioni per cui è improbabile che l'affrancamento dalla povertà possa avvenire in maniera “privata”, come nei casi di sopraggiunta impossibilità al lavoro o di bisogni particolari legati alla presenza di bambini ed anziani.

REFERENZE

Addabbo T. (2000), “Poverty Dynamics: Analysis of Household Income in Italy”, *Labor* 14(1), 119-144.

Allison, P.D. (1982), *Discrete-time methods for the analysis of event histories*. In *Sociological Methodology*, S. Leinhardt (ed.), 61-97. San Francisco: Jossey-Bass Publishers.

Baldini M., Bosi P. e Toso S (2002) “Targeting Welfare in Italy: Old Problems and Perspectives of Reform”, *Fiscal Studies*, vol. 23, n. 1, pp 51-75.

Biewen M. (2002), “The Covariance Structure of East and West German Incomes and its Implications for the Persistence of Poverty and Inequality”, IZA DP No. 459.

Brandolini A., P. Cipollone e P. Sestito (2000), "Earnings Dispersion, Low Pay and Household Poverty in Italy, 1977-1998" di prossima pubblicazione in D. Cohen, T. Piketty e G. Saint-Paul (a cura di), *The New Economics of Rising Inequalities*, Oxford: Oxford University Press.

Bukhauser R.V., Butrica, B.A., Daily M.C. and Lillard D.R. (2000). “The Cross National Equivalent File: A product of Cross-National Research”, Department of Policy Analysis and Management , Cornell University, Working Paper.

Burgess S., Propper, C. and Dickson M. (2001). “The Analysis of Poverty Data with Endogenous Transitions”, University of Bristol, unpublished manuscript. (www.bris.ac.uk/cmpo/biographies/biopopper.html).

Cantó Sanchez, O. (1996), “The Dynamics of Poverty in Spain: the Permanent and the Transitory Poor”, Unpublished paper, European University Institute, Florence.

Cappellari, L. and Jenkins, S.P. (2002a), “Who Stays Poor? Who Becomes Poor? Evidence From The British Household Panel Survey”, *The Economic Journal*, 112, C60-C66.

Cappellari L and Jenkins SP (2002b), “Modelling Low Income Transitions”, ISER Working Papers, No. 2002-8, Essex University, Colchester.

Commissione d’Indagine sull’Esclusione Sociale (2003), “Rapporto sulle Politiche contro la Povertà e l’Esclusione Sociale”, Ministero del Lavoro e delle Politiche Sociali.

Commissione d’Indagine sull’Esclusione Sociale (2002), “Rapporto sulle Politiche contro la Povertà e l’Esclusione Sociale”, Ministero del Lavoro e delle Politiche Sociali. [pubblicato da Carocci Edizioni, a cura di Saraceno C.]

Devicienti F (2002a), “Poverty Persistence In Britain: A Multivariate Analysis Using The BHPS, 1991-1997”, In P. Moyes, C. Seidl And A.F. Shorrocks (Eds), *Inequalities: Theory, Measurement And Applications*, *Journal Of Economics*, Suppl. 9: 1-34.

Devicienti F (2002b), “Estimating Poverty Persistence in Britain”, LABORatorio R. Revelli, Working Paper Series, 2002-1, Torino. Downloadable from: <http://www.labor-torino.it/English/research/workingpapers1.htm>

Duncan, G.J. and Rodgers, W. (1988), “Longitudinal aspects of child poverty”, *Journal of Marriage and the Family*, 50, pp 1007-1021.

Duncan, G.J. and Rodgers, W. (1991), “Has child poverty become more persistent?”, *American Sociological Review*, 56, pp 538-550.

Giraldo A., Rettore E. e Trivellato U. (2002) “The Persistence Of Poverty: True State Dependence or Unobserved Heterogeneity? Some Evidence form The Italian Survey on Household Income and Wealth”, Working Paper, Dip. Scienze Statistiche, Università di Padova.

Jarvis, S. and Jenkins, S.P. (1995). “Do the poor stay poor? New evidence about income dynamics from the British Household Panel Survey”, Occasional Paper No. 95-2, ESRC Research Centre on Micro-Social Change, University of Essex, Colchester.

Jarvis, S. and Jenkins, S.P. (1997), “Low income dynamics in 1990s Britain”, *Fiscal Studies*, 18, pp 1-20.

Jarvis S. and Jenkins, S.P. (1998), “How much income mobility is there in Britain?”, *Economic Journal*, 108, pp 428-443.

Jenkins, S.P. (1997), "Discrete Time Proportional Hazard Regression", *Stata Technical Bulletin*, STB-39, 22-23. Reprinted in *Stata Technical Bulletin*, vol. 8, ed. H.J. Newton, pp 269-274, 1999. College Station TX: Stata Corporation.

Jenkins, S.P. (1995) "Easy Estimation Methods For Discrete-Time Duration Models". *Oxford Bulletin Of Economics And Statistics*, 57, 1, Pp 129-37.

Jenkins, S.P. (2000) "Modelling Household Income Dynamics", *Journal Of Population Economics*, 13 (4).

Jenkins, S.P., Rigg, J., Devicienti F. (2001), *The Dynamics of Poverty in Britain*, Department for Work and Pensions, Research Report No 157, London.

Kiefer, N. (1988), "Econometric Analysis Of Duration Data", *Journal Of Economic Literature*, 26, pp. 646-679.

Lancaster, T. (1990), *The Econometric Analysis of Transition Data*, Cambridge University Press, Cambridge.

Lemmi A., Pannuzi N., Mazzolli B., Cheli B., Betti G. (1997), "Misure di povertà multidimensionali relative: il caso dell'Italia nella prima metà degli anni novanta"; in: C. Quintano (curatore) *Scritti di Statistica Economica*, R. Curto, Napoli.

Negri N. e Sarraceno C. (1996) *Le Politiche Contro la Povertà*, Il Mulino.

OECD (1998), "Low-income dynamics in four OECD countries", *OECD Economic Outlook*, chapter VI, 171-185.

OECD (2001), "When Money is Tight: Poverty Dynamics in OECD Countries", cap. 2 in *Employment Outlook*, Parigi.

Prentice, R. and Gloecker, L. (1978), "Regression analysis of grouped survival data with application to breast cancer data", *Biometrics*, 34, pp 57-67.

Sacchi S., Bastagli F. e Ferrera M. (2002) "Fighting Poverty and Social Exclusion in Southern Europe: The Case of Italy", Center for Comparative Political Research, Università Bocconi.

Stevens AH (1999) "Climbing Out Of Poverty, Falling Back In: Measuring The Persistence Of Poverty Over Multiple Spells". *Journal Of Human Resources: XXXIV*, (34)3: 557-588.

Schluter, C. (1997), "On The Non-Stationarity Of German Income Mobility (And Some Observations On Poverty Dynamics)", DARP Discussion Paper No. 30, STICERD, London School Of Economics, London.

Trivellato, U. (1998), “Il Monitoraggio della Povertà e della sua Dinamica: Questioni di Misura ed Evidenza Empirica”, *Statistica*, 58, 549-574.

Toso S. (2000) “Distribuzione Personale del Reddito e Tassazione Progressiva”, in P. Bosi (a cura di), *Corso di Scienza delle Finanze*, Bologna, Il Mulino, Seconda Edizione.

Utli F. e Rostagno M. (1998) “The Italian Social Protection System: The Poverty of Welfare”, *IMF Working Paper*, WP/98/74.

Walker, R. and Ashworth, K. (1994), *Poverty Dynamics: Issues And Examples*, Avebury, Aldersho.

Appendici:

1. L'ECHP

I dati usati in questa analisi provengono dal ECHP, onde 1-8, corrispondenti al periodo 1994-2001. L'indagine ECHP sulle famiglie è basata su un disegno di campionamento complesso di tipo probabilistico e l'universo di riferimento è costituito dall'insieme delle famiglie residenti in abitazioni private nel territorio nazionale di ciascuno stato dell'Unione Europea. La struttura del campionamento, le procedure di selezione, le regole per il reperimento dei rispondenti, pur essendo comuni tra i paesi per garantire la comparabilità internazionale, presentano un elevato grado di flessibilità al fine di adeguarsi alle specifiche situazioni nazionali.

In Italia, per la selezione del campione ci si è avvalsi di un disegno di campionamento a due stadi con stratificazione delle unità primarie (i comuni). All'interno di ciascuno strato è stato selezionato un unico comune campione con probabilità proporzionale alla dimensione demografica. I comuni di maggiore dimensione demografica (23 in tutto) sono stati considerati autorappresentativi, costituenti cioè uno strato a sé. Per ciascun comune campione è stata poi selezionata una frazione di famiglie anagrafiche mediante campionamento sistematico con probabilità uguali. L'ampiezza del campione effettivo per i dodici paesi dell'Ue nel 1994 è stato di 60.618 famiglie, pari a circa 129.186 interviste individuali. Il campione iniziale italiano comprende, complessivamente 7.989 famiglie residenti in 208 Comuni.

L'indagine panel prevede la definizione e l'applicazione di appropriate regole di inseguimento delle unità di secondo stadio (famiglie) nelle occasioni annuali di

indagine. Si considerano famiglie campione tutte le famiglie estratte nella prima rilevazione e tutte le famiglie create nel corso delle successive rilevazioni (famiglie *split*) per la separazione di almeno un membro presente nel primo anno di indagine. All'interno di ciascuna famiglia, un individuo campione è ciascun soggetto presente nella famiglia campione nella prima onda (1994) che è ancora presente nelle successive rilevazioni; negli anni successivi sono considerati individui campione i figli nati da una madre campione. Non è campione ogni altro individuo che a partire dalla seconda onda entra in una famiglia dove sono presenti uno o più individui campione (ad esempio, il coniuge di un componente campione che si sia sposato dopo la prima onda è considerato individuo non campione). Gli individui non campione non sono più seguiti quando escono dalla famiglia campione.

Le regole d'inseguimento del campione stabiliscono che le famiglie da intervistare nella *wave* in corso (famiglie eleggibili) sono quelle che nell'anno precedente sono state intervistate o risultano non rispondenti per mancato contatto, fisica incapacità o inabilità a rispondere, oppure le famiglie che hanno espresso un rifiuto non definitivo. A queste vanno aggiunte quelle famiglie che si sono formate nel corso dell'anno e che contengono almeno un individuo campione. Restano escluse dall'indagine, invece, le famiglie che nell'onda precedente hanno espresso un rifiuto definitivo a partecipare, quelle che non hanno partecipato per due volte consecutive, indipendentemente dal motivo, quelle che si sono spostate in un paese non appartenente all'Unione europea e quelle che sono state interamente istituzionalizzate (casa per anziani, casa di cura, carcere, convento, eccetera).^{xx}

L'evoluzione del campione scaturisce dal meccanismo combinato delle regole d'inseguimento e dei tassi di risposta all'intervista. Le regole d'inseguimento permettono di contenere la perdita d'unità nel corso del tempo (*attrition* del campione) e di sfruttare appieno le potenzialità dell'indagine panel.

Le indagini panel sono particolarmente sensibili al problema della mancata risposta poiché diventano meno rappresentative se alcune categorie di intervistati tendono più facilmente a uscire dal campione. Il tasso di risposta familiare trasversale è la proporzione di famiglie intervistate con successo su tutte le famiglie eleggibili in una data onda dell'indagine.

Nel prospetto 1 vengono riportati i tassi di risposta all'intervista familiare per il campione italiano, relativamente agli anni 1994-2001.

L'attrito, ovvero la perdita progressiva di unità del campione nel corso del tempo, può essere causato da fattori naturali (come ad esempio morti ed emigrazioni) o da comportamenti individuali (mobilità territoriale, irreperibilità, rifiuto a continuare la partecipazione all'indagine), che in varia misura contribuiscono alla diminuzione della dimensione campionaria, spesso in modo non casuale, man mano che la vita del panel si allunga.

In ciascun'onda del panel il campione ECHP si assottiglia per molteplici ragioni quali il mancato contatto, la mancata risposta, l'insuccesso nel seguire il campione e così via. Questa diminuzione campionaria è compensata dall'inclusione di famiglie split o da famiglie che, non avendo partecipato ad una onda, ritornano successivamente a far parte del campione. In Italia, se si considera l'effetto netto di queste componenti, si nota che nei primi due anni l'uscita delle famiglie è più che compensata dall'ingresso di famiglie split o non intervistate l'anno precedente, mentre una caduta pronunciata si registra in corrispondenza della quarta fase: il rapporto tra le famiglie intervistate nel 1997 rispetto a quelle intervistate nel 1996 scende a 94,13 per cento. Negli anni successivi tale rapporto aumenta, senza però raggiungere più 100 e ha un andamento decrescente nel corso del tempo.

Prospetto 1 – Famiglie e individui intervistati in Italia – Anni 1994-2001

Anno	Numero di famiglie intervistate	Numero di individui intervistati	Tasso di risposta familiare in Italia
1994	7115	17729	89,1%
1995	7128	17780	90,9%
1996	7132	17736	92,7%
1997	6713	16594	88,4%
1998	6571	15934	89,0%
1999	6370	15401	90,4%
2000	6052	14585	89,4%
2001	5606	13392	87,3%

Fonte: Eurostat, 2003

2. Poverty Dynamics in Italy: Evidence from the ECHP (Tables)

Tabella 1: Povertà Cross-Sectional nel campione

	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	Media (Totale)
Reddito netto mediano equivalente familiare annuale (in ,000 lire italiane)	13867	14750	15667	16250	17094	18154	19300	20140	
Reddito netto mediano equivalente familiare annuale (1991=100)	100,0	106,4	113,0	117,2	122,5	129,8	139,2	145,2	113,2
Proporzione di poveri:									
Linea di povertà "assoluta"	20,42	20,08	18,80	17,12	14,68	13,61	12,54	13,02	16,55
Linea di povertà relativa	20,42	20,39	20,13	19,50	17,97	18,01	18,44	19,31	19,33
Ineguaglianza									
Indice di Gini* per il reddito netto familiare equivalente	0,332	0,332	0,321	0,308	0,305	0,301	0,294	0,294	
N. persone	21424	21431	21235	19837	19096	18410	17483	15979	(154895)

Note: La Tab.1 è basata su un campione non-bilanciato di persone (adulti e ragazzi) appartenenti a famiglie che rispondono completamente per tutte le waves per cui sono state intervistate. Povero in termini *assoluti* si definisce chi ha il reddito netto equivalente familiare minore del 60% della mediana del reddito netto equivalente familiare della prima wave. Povero in termini *relativi* si definisce chi ha il reddito netto equivalente familiare minore del 60% della mediana del reddito netto equivalente familiare contemporaneo. La scala di equivalenza è la scala "OECD modificata". Nella tabella sono utilizzati i 'pesi normalizzati cross-sectional per persona in famiglie intervistate' dell'Echp, per tener conto dei tassi differenziali familiari di non-risposta e, nelle famiglie che rispondono, per tener conto dei tassi differenziali individuali di non-risposta.

* Misura di disuguaglianza nella distribuzione del reddito. Varia da un minimo di 0 (massima uguaglianza: tutte le unità posseggono esattamente la stessa quantità di reddito) ad un massimo di 1 (massima disuguaglianza: una sola unità detiene tutto il reddito della popolazione e le rimanenti unità non detengono reddito).

Tabella 1 b: Linea di povertà calcolata per differenti dimensioni familiari nel 2001 (wave 8).

Dimensione familiare	Linea di povertà* (euro mensili)	Dimensione familiare	Linea di povertà* (euro mensili)
1	520	5	1458
2	778	6	1705
3	997	7	1973
4	1219	8	2080

*I valori sono medi (nell'ECHP), poichè nelle famiglie con una dimensione data la scala 'OECD modificata' varia anche per l'età dei figli.

Tabella 2: Sequenze dei redditi nel campione bilanciato

pattern	N. casi	%	pattern	N. casi	%	pattern	N. casi	%	pattern	N. casi	%	pattern	N. casi	%
00000000	6272	54,00	00101111	12	0,10	01100001	17	0,15	10010111	13	0,11	11001101	2	0,02
00000001	220	1,89	00110000	44	0,38	01100010	1	0,01	10011000	6	0,05	11001110	9	0,08
00000010	157	1,35	00110001	1	0,01	01100011	4	0,03	10011001	5	0,04	11001111	12	0,10
00000011	75	0,65	00110010	13	0,11	01100101	3	0,03	10011010	1	0,01	11010000	13	0,11
00000100	95	0,82	00110011	8	0,07	01100111	13	0,11	10011011	7	0,06	11010010	3	0,03
00000101	22	0,19	00110100	4	0,03	01101000	20	0,17	10011101	2	0,02	11010011	2	0,02
00000110	49	0,42	00110101	6	0,05	01101001	6	0,05	10011111	26	0,22	11010100	5	0,04
00000111	88	0,76	00110111	4	0,03	01101011	1	0,01	10100000	39	0,34	11010101	3	0,03
00001000	103	0,89	00111000	20	0,17	01101100	4	0,03	10100001	9	0,08	11010111	6	0,05
00001001	33	0,28	00111001	4	0,03	01101110	13	0,11	10100010	7	0,06	11011000	27	0,23
00001010	13	0,11	00111010	5	0,04	01101111	15	0,13	10100011	4	0,03	11011011	2	0,02
00001011	10	0,09	00111011	22	0,19	01110000	36	0,31	10100100	5	0,04	11011100	5	0,04
00001100	35	0,30	00111100	27	0,23	01110001	2	0,02	10100110	2	0,02	11011101	12	0,10
00001101	3	0,03	00111101	6	0,05	01110011	8	0,07	10100111	11	0,09	11011110	17	0,01
00001110	25	0,22	00111110	4	0,03	01110100	3	0,03	10101000	6	0,05	11011111	45	0,03
00001111	44	0,38	00111111	56	0,48	01110101	1	0,01	10101010	4	0,03	11100000	105	0,01
00010000	204	1,76	01000000	211	1,82	01110110	12	0,10	10101011	1	0,01	11100001	5	0,04
00010001	23	0,20	01000001	15	0,13	01110111	6	0,05	10101101	8	0,07	11100010	5	0,04
00010010	9	0,08	01000010	6	0,05	01111000	11	0,09	10101110	1	0,01	11100011	14	0,12
00010011	22	0,19	01000011	11	0,09	01111001	1	0,01	10101111	2	0,02	11100100	12	0,10
00010100	9	0,08	01000100	16	0,14	01111011	6	0,05	10110000	35	0,30	11100101	16	0,14
00010101	11	0,09	01000101	3	0,03	01111100	9	0,08	10110001	4	0,03	11100111	13	0,11
00010110	5	0,04	01000110	1	0,01	01111101	10	0,09	10110011	5	0,04	11101000	7	0,06
00010111	13	0,11	01000111	5	0,04	01111110	17	0,15	10110100	4	0,03	11101001	11	0,09
00011000	29	0,25	01001000	14	0,12	01111111	100	0,86	10110101	14	0,12	11101100	18	0,15
00011001	6	0,05	01001001	10	0,09	10000000	402	3,46	10110110	2	0,02	11101101	3	0,03
00011010	8	0,07	01001011	4	0,03	10000001	44	0,38	10110111	7	0,06	11101110	8	0,07
00011011	15	0,13	01001100	4	0,03	10000010	20	0,17	10111000	6	0,05	11101111	49	0,42
00011100	18	0,15	01001101	9	0,08	10000011	14	0,12	10111001	1	0,01	11110000	62	0,53
00011101	4	0,03	01001110	5	0,04	10000100	22	0,19	10111010	5	0,04	11110001	19	0,16
00011110	25	0,22	01001111	6	0,05	10000101	8	0,07	10111011	10	0,09	11110010	13	0,11
00011111	55	0,47	01010000	26	0,22	10000110	4	0,03	10111100	2	0,02	11110011	4	0,03
00100000	168	1,45	01010001	2	0,02	10000111	17	0,15	10111101	2	0,02	11110100	20	0,17
00100001	19	0,16	01010011	5	0,04	10001000	25	0,22	10111110	5	0,04	11110101	7	0,06
00100010	6	0,05	01010100	10	0,09	10001001	8	0,07	10111111	38	0,33	11110110	23	0,20
00100011	23	0,20	01010101	8	0,07	10001011	4	0,03	11000000	111	0,96	11110111	39	0,34
00100100	7	0,06	01010110	1	0,01	10001100	8	0,07	11000001	21	0,18	11111000	32	0,28
00100110	9	0,08	01010111	8	0,07	10001101	8	0,07	11000010	14	0,12	11111001	22	0,19
00100111	19	0,16	01011000	15	0,13	10001110	8	0,07	11000011	8	0,07	11111010	15	0,13
00101000	15	0,13	01011001	1	0,01	10001111	16	0,14	11000100	9	0,08	11111011	37	0,32
00101001	4	0,03	01011011	14	0,12	10010000	47	0,40	11000110	4	0,03	11111100	44	0,38
00101010	8	0,07	01011100	6	0,05	10010001	10	0,09	11000111	18	0,15	11111101	58	0,50
00101011	10	0,09	01011101	5	0,04	10010010	9	0,08	11001000	9	0,08	11111110	98	0,84
00101100	27	0,23	01011110	6	0,05	10010011	1	0,01	11001001	7	0,06	11111111	406	3,50
00101101	2	0,02	01011111	15	0,13	10010100	3	0,03	11001011	6	0,05			
00101110	4	0,03	01100000	77	0,66	10010101	1	0,01	11001100	7	0,06			
												Totale		11615 100

Note: ogni *pattern* rappresenta una sequenza di status di povertà di 8-waves, nel sottocampione bilanciato del *panel* (cioè costituito da tutti quegli individui che forniscono informazione sul reddito per ognuna delle 8 *onde*). Ad ogni onda, un individuo può sia essere povero (1 nella *onda*) che non-povero (0 nella *onda*). Per esempio, la sequenza 01110000 indica che l'individuo è stato non-povero nella *onda* 1, povero nelle *onde* da 2 a 4, e non-povero successivamente. Tabella 2 include tutti i *pattern* osservati nei dati, con la frequenza corrispondente.

Tabella 3: Numero di anni in Povertà

Numero di anni in povertà (x)	Tutto il campione			Poveri almeno una volta	
	Frequenza	%	Proporzione di poveri alla fine di x anni	%	Proporzione di poveri alla fine di x anni
0	6272	54,00	100,00	.	.
1	1560	13,43	46,00	29,20	100,00
2	850	7,32	32,57	15,91	70,80
3	738	6,35	25,25	13,81	54,89
4	484	4,17	18,90	9,06	41,08
5	476	4,10	14,73	8,91	32,02
6	365	3,14	10,63	6,83	23,11
7	464	3,99	7,49	8,68	16,28
8	406	3,50	3,50	7,60	7,60
Totale	11615	100		100	

Note: Povertà relativa. Campione bilanciato

Tabella 4: Funzione di sopravvivenza e tassi di uscita dalla povertà, per tutte le persone che iniziano uno *spell* di povertà (stime Kaplan-Meier)

Numero di anni dall'inizio di <i>spell</i> in povertà	Numero a rischio di uscita all'inizio del periodo	Transizioni aggiustate		Transizioni non aggiustate	
		Funzione di sopravvivenza (s.e.)	Tassi di uscita (s.e.)	Funzione di sopravvivenza (s.e.)	Tassi di uscita (s.e.)
1	5260	1,00	.	1,00	.
2	1836	0,52 (0,007)	0,48 (0,010)	0,42 (0,007)	0,58 (0,010)
3	759	0,34 (0,007)	0,35 (0,014)	0,23 (0,006)	0,46 (0,016)
4	409	0,27 (0,008)	0,20 (0,016)	0,16 (0,006)	0,29 (0,020)
5	204	0,21 (0,008)	0,22 (0,023)	0,12 (0,006)	0,29 (0,026)
6	83	0,18 (0,009)	0,17 (0,029)	0,09 (0,006)	0,20 (0,031)
7		0,14 (0,010)	0,19 (0,048)	0,07 (0,006)	0,22 (0,051)

Note: Le stime delle tavole di sopravvivenza sono basate su tutti gli *spell* di povertà non censurati a sinistra, presi dalle waves 1-8 dell'ECHP. Tra parentesi c'è lo standard error. Le 'transizioni aggiustate' impongono che le uscite dalla povertà avvengono solo se il reddito post-transizione è maggiore del 110% della linea di povertà (e in caso contrario sono trattate come "censurate").

Tabella 5: Funzione di sopravvivenza e tassi di rientro nella povertà, per tutte le persone che terminano uno *spell* di povertà (stime Kaplan-Meier)

Numero di anni dall'inizio di <i>spell</i> in non-povertà	Numero a rischio di rientro all'inizio del periodo	Transizioni aggiustate		Transizioni non aggiustate	
		Funzione di sopravvivenza (s.e.)	Tassi di rientro (s.e.)	Funzione di sopravvivenza (s.e.)	Tassi di rientro (s.e.)
1	6749	1,00	.	1,00	.
2	4220	0,81 (0,005)	0,19 (0,005)	0,75 (0,005)	0,25 (0,006)
3	2917	0,73 (0,006)	0,10 (0,005)	0,64 (0,006)	0,15 (0,006)
4	1857	0,68 (0,006)	0,07 (0,005)	0,57 (0,007)	0,11 (0,006)
5	1111	0,65 (0,007)	0,04 (0,005)	0,54 (0,007)	0,07 (0,006)
6	539	0,63 (0,007)	0,03 (0,006)	0,51 (0,008)	0,05 (0,007)
7		0,61 (0,008)	0,02 (0,006)	0,49 (0,008)	0,04 (0,008)

Note: Le stime della tavole di sopravvivenza sono basate su tutti gli *spell* di non-povertà non censurati a sinistra, presi dalle *waves* 1-8 dell'ECHP. Tra parentesi c'è lo standard error. Le 'transizioni aggiustate' impongono che i rientri in povertà avvengono solo se il reddito post-transizione è minore del 90% della linea di povertà (e in caso contrario sono trattate come "censurate").

Tabella 6: Distribuzione del ‘numero di anni in povertà nell’arco delle successive 7’

Numero di anni in povertà	Transizioni aggiustate		Transizioni osservate		Attuale
	<i>Spell</i> singolo	<i>Spell</i> ripetuto	<i>Spell</i> singolo	<i>Spell</i> ripetuto	
1	48,0	30,1	57,6	29,3	25,3
2	18,2	18,8	19,5	22,0	18,3
3	6,9	11,5	6,6	15,9	9,0
4	5,8	9,8	4,7	11,8	15,7
5	3,5	7,7	2,3	7,8	11,5
6	3,4	7,9	2,0	5,9	8,3
7	14,2	14,2	7,3	7,3	11,9
	100	100	100	100	100

Note: Le colonne 1 e 2 derivano dai tassi di uscita e rientro delle tavole 4 e 5. La colonna 3 deriva dalla coorte che nella *wave-2* entra in un basso reddito (la sequenza 01xxxxxx nella tabella 2, dove x=0,1).

Tabella 7: Tassi di uscita dalla povertà: Analisi multivariata

	MODELLO 1		MODELLO 2		MODELLO 3	
	Coeff.	Z	Coeff.	z	Coeff.	z
Dummies di durata						
1	-0,1982	-0,75	-0,2136	-0,81	-0,4155	-1,42
2	-0,4729	-1,77	-0,4883	-1,82	-0,6895	-2,33
3	-1,0045	-3,64	-1,0199	-3,67	-1,2256	-4,02
4	-0,9770	-3,41	-0,9928	-3,45	-1,1937	-3,79
5	-1,8220	-5,24	-1,8374	-5,27	-2,0144	-5,42
6	-1,6583	-4,12	-1,6741	-4,15	-1,8571	-4,39
Caratteristiche familiari						
Numero di bambini	-0,1308	-6,81	-0,1279	-6,4	-0,1179	-5,46
Num. persone con età tra 18 e 65	0,2137	4,39	0,2185	4,4	0,1984	3,73
Num. persone 18-65 al quadrato	-0,0349	-4,86	-0,0353	-4,88	-0,0323	-4,31
Numero di persone anziane (+65)	0,2501	5,31	0,2484	5,27	0,3056	5,94
Età della PR	0,0213	2	0,0209	1,96	0,0243	2,16
Età della PR al quadrato	-0,0002	-2,36	-0,0002	-2,35	-0,0003	-2,46
PR donna	0,1176	2,21	0,1182	2,22	0,1324	2,48
Alto livello d'educazione della PR	-0,1658	-3,77	-0,1659	-3,77	-0,1763	-4,02
Basso livello d'educazione della PR	0,0454	0,42	0,0457	0,42	0,0040	0,04
PR occupata meno di 15 ore a sett,	-0,3097	-1,93	-0,3104	-1,93	-0,3821	-2,39
PR disoccupata	-0,5874	-6,97	-0,5877	-6,97	-0,5920	-7,02
PR 'scoraggiata'	-0,9423	-4,17	-0,9410	-4,16	-0,9671	-4,27
PR inattiva	-0,2058	-3,75	-0,2061	-3,75	-0,2315	-4,14
Poverty gap	-0,3368	-4,72	-0,3361	-4,71		
Ripartizione geografica						
nord	0,1737	3,18	0,1742	3,19	0,1806	3,3
sud	-0,3901	-8,21	-0,3895	-8,19	-0,3964	-8,32
Caratteristiche individuali						
età individui			0,0006	0,52		
Età 0-5					0,0361	0,33
Età 6-12					0,1036	1,14
Età 13-17					-0,1059	-1,22
Età 18-24					0,0101	0,14
Età 25-33					0,0686	0,93
Età 35-44					0,0520	0,71
Età 55-65					0,1692	2,24
Età 66+					-0,0619	-0,58
Log verosimiglianza	-4035,73		-4035,60		-4039,51	
Numero di osservazioni	6453		6453		6453	

Note: PR = persona di riferimento. Stima effettuata su tutti gli spell di povertà.

Tabella 8: Tassi di rientro in povertà: Analisi multivariata

	MODELLO 1		MODELLO 2	
	Coeff.	z	Coeff.	z
Dummies di durata				
1	-2,7038	-7,22	-3,0392	-8,58
2	-3,2312	-8,54	-3,5717	-9,99
3	-3,4103	-8,98	-3,7537	-10,45
4	-3,8990	-10,05	-4,2429	-11,54
5	-4,1377	-10,31	-4,4864	-11,76
6	-4,6724	-10,25	-5,0232	-11,47
Caratteristiche familiari				
Numero di bambini	0,2564	8,97	0,2876	11,62
Presenza di bambini <6 anni	-0,0260	-0,33	-0,0883	-1,22
Presenza di un solo adulto	0,4535	4,16	0,4139	3,86
Presenza di tre o più adulti	0,1287	2,11	0,1727	3,01
PR donna	0,0343	0,51	0,0530	0,79
Età della PR	0,0226	1,59	0,0317	2,37
Età della PR al quadrato	-0,0001	-1,11	-0,0003	-2,11
Alto livello d'educazione della PR	-0,4263	-2,44	-0,4998	-2,87
Basso livello d'educazione della PR	0,0922	1,66	0,1017	1,84
PR occupata meno di 15 ore a sett.	0,2096	0,98	0,1878	0,88
PR disoccupata	0,6960	7,29	0,6792	7,13
PR 'scoraggiata'	0,2561	1,27	0,2659	1,32
PR inattiva	0,1428	2,03	0,1217	1,76
Non-Poverty gap	-0,1715	-4,37		
Ripartizione geografica				
Nord	-0,1815	-2,43	-0,1869	-2,51
Sud	0,4421	7,17	0,4657	7,57
Caratteristiche individuali				
Età 0-5	-0,1105	-0,83		
Età 6-12	-0,0374	-0,4		
Età 13-17	0,1957	2,06		
Età 18-24	-0,0041	-0,05		
Età 25-33	-0,0317	-0,37		
Età 45-54	0,0387	0,44		
Età 55-65	-0,1151	-1,18		
Età 66+	-0,2386	-2,1		
Log verosimiglianza	5438,16		5456,08	
Numero di osservazioni	14143		14143	

Note: PR = persona di riferimento. Stima effettuata su tutti gli spell di non-povertà.

Tabella 9
Simulazione del numero di anni in povertà su 7anni, per chi è appena entrato in povertà
(Metodologia a spell ripetuti).

Numero di anni in povertà (per chi comincia uno spell di povertà)	Gruppo A	Gruppo B	Gruppo C	Gruppo D	Gruppo E	Gruppo F	Gruppo G
1	0,47	0,76	0,11	0,10	0,02	0,44	0,22
2	0,28	0,18	0,12	0,10	0,25	0,24	0,25
3	0,14	0,04	0,12	0,09	0,09	0,12	0,24
4	0,06	0,01	0,14	0,11	0,03	0,08	0,17
5	0,02	0,002	0,13	0,10	0,01	0,04	0,08
6	0,01	0,001	0,13	0,12	0,01	0,03	0,03
7	0,01	0,001	0,25	0,37	0,01	0,06	0,02
Numero medio di interviste in povertà	1,97	1,31	4,46	4,88	1,59	2,37	2,83

Note: Per le simulazioni si è usato il modello 1 per i tassi di uscita, e il modello 2 per i tassi di rientro.

Definizione dei Gruppi:

A= Persona di 70 anni, sola, ritirata dal lavoro, con basso livello d'istruzione, residente al centro

B= Due adulti senza figli, con PR di 50 anni con alto livello di istruzione, normalmente occupata, residenti al nord

C= Persona di 40 anni (unico adulto), 'scoraggiata', con tre figli e con presenza di bambini con età inferiore a sei anni, educazione media, vive al centro

D= Persona di riferimento donna (unica adulta), di 20 anni, disoccupata, con due figli e con presenza di bambini con meno di 6 anni, vive al sud

E= Due anziani, PR 75 anni ritirata dal lavoro, senza figli

F= Due adulti più un anziano più due bambini (presenza di bambini con età minore di 6 anni), PR con occupazione part-time

G= PR donna lavoratrice ma meno di 15 ore settimanali, 40 anni, più due anziani, più due bambini, vive al nord

Tabella 10: Medie semplici delle covariate usate nei modelli. Spell fuori e in povertà

Fuori dalla povertà		In povertà	
Numero di bambini	0,70	Numero di bambini	0,91
Presenza di bambini <6 anni	0,16	Num. persone con età tra 18 e 65	2,88
Presenza di un solo adulto	0,06	Num. persone 18-65 al quadrato	10,72
Presenza di tre o più adulti	0,57	Numero di persone anziane (+65)	0,26
PR donna	0,17	PR donna	0,16
Età della PR	52,67	Età della PR	51,68
Alto livello d'educazione della PR	0,03	Alto livello d'educazione della PR	0,02
Basso livello d'educazione della PR	0,74	Basso livello d'educazione della PR	0,76
PR occupata meno di 15 ore a sett.	0,01	PR occupata meno di 15 ore a sett,	0,02
PR disoccupata	0,03	PR disoccupata	0,06
PR 'scoraggiata'	0,01	PR 'scoraggiata'	0,01
PR inattiva	0,35	PR inattiva	0,34
Nord	0,29	Nord	0,20
Sud	0,51	Sud	0,62
		Poverty gap	0,31

Note:

ⁱ Oltre agli studi dell'OECD e della Commissione d'Indagine sull'Esclusione Sociale (citati), si veda Brandolini et. al. (2000), Addabbo (2000), Giraldo *et al.* (2002), Trivellato (1998), e - con riferimento alla dinamica in low-pay - Cappellari (2001). A parte le prime due citazioni, le dinamiche individuali di povertà sono indagate in questi studi utilizzando i dati sui bilanci delle famiglie della Banca d'Italia.

ⁱⁱ Per US e Canada, OECD (2001) utilizza gli *Equivalent Files*, un data set di tipo longitudinale ottenuto a partire da indagini campionarie pre-esistenti e rese tra loro comparabili da un gruppo di ricerca costituito presso la Cornell University (Bukhauser *et al.*, 2000). Per questi paesi (e per la Germania e il Regno Unito), le analisi in OECD (2001) si riferiscono ad 8 anni consecutivi (anche se il periodo considerato non è sempre lo stesso per tutti i paesi).

ⁱⁱⁱ Un'analisi simile viene effettuata anche nel Rapporto sulle politiche contro la povertà e l'esclusione sociale della Commissione d'indagine sull'esclusione sociale (2002), sempre limitatamente ai primi tre anni dell'ECHP.

^{iv} L'ECHP non fornisce misure affidabili dei redditi lordi, per cui non ci è possibile valutare gli effetti di riduzione della povertà, e della sua persistenza, riconducibili al sistema fiscale e dei trasferimenti pubblici.

^v Si noti che questo concetto di povertà "assoluta" differisce da quello tradizionale, che fa riferimento alla valutazione monetaria di un paniere di beni ritenuti essenziali (cfr. ad es., Commissione d'Indagine sull'Esclusione Sociale, 2003). Nel nostro caso si tratta invece di una soglia *relativa* calcolata con riferimento alla distribuzione dei redditi del primo anno (1994), e poi aggiornata per gli anni successivi solo in base all'inflazione (rimane cioè fissa in termini reali).

^{vi} I problemi relativi all'attrito sono di norma ridotti dalla struttura "sbilanciata" del panel.

^{vii} OECD (2001) conclude che "...the main patterns of poverty incidence and persistence are robust to the use of alternative equivalent scales and poverty thresholds" (pag. 39). Mentre una più alta (bassa) soglia aumenta (diminuisce) l'incidenza di povertà in modo pressoché automatico, le transizioni da una parte all'altra della soglia risultano meno sensibili alla scelta di tale soglia.

^{viii} L'analisi in OECD (2001) per l'Italia, e per gli altri paesi dell'ECHP, risente di questa limitazione e, più in generale, della disponibilità di soli tre anni di dati per lo studio della persistenza in povertà.

^{ix} Tra queste Jenkins (2000) distingue: (a) modelli dei pattern longitudinali di povertà, per es. Hill e Jenkins (1998); (b) variance-components models, per es. Duncan e Rodgers (1991), Stevens (1999), Biewen (2002); (c) modelli di durata (o di probabilità di transizione), per es. Stevens (1999), Devicienti (2001) e (d) modelli strutturali, per es. Burgess e Propper (1998). Si veda Jenkins (2000) per una discussione dei vantaggi e svantaggi di ciascun approccio. Nonostante la varietà d'approcci disponibili, il numero d'applicazioni di questi modelli multivariati alla dinamica del reddito equivalente e alla povertà rimane piuttosto limitato, specie in confronto con simili applicazioni in ambiti della dinamica dei redditi da lavoro, di varie forme di benefits, o della durata in disoccupazione. Esula dallo scopo del presente lavoro il confronto delle performance dei diversi approcci menzionati sopra (si veda Stevens, 1999, e Devicienti, 2001, per un confronto tra le previsioni dei modelli di transizione e quelle dei modelli variance-components).

^x Ad es., le analisi *probit* utilizzate in OECD (2001) per l'ECHP e Addabbo (2000) per studiare le transizioni di povertà non tengono conto della durata negli spells.

^{xi} Si noti che i periodi di povertà inferiori all'anno non possono essere considerati in quanto le rilevazioni di reddito avvengono a frequenza annuale.

^{xii} La funzione di sopravvivenza mostra la percentuale di individui che è ancora nello stato (di povertà o di non-povertà) all'inizio di ciascun anno rappresentante la durata degli spells.

^{xiii} Si noti come i risultati della tabella 3 non sono direttamente confrontabili con quelli della tabella 6, in quanto quest'ultima è basata sui soli spells non censurati a sinistra, mentre la prima include anche quelli (ed è questo il motivo per cui in tabella 3 alcuni individui possono rimanere fino ad 8 anni, anziché 7, in povertà). Si veda la sezione 3.1 per le distorsioni dovute al problema del censoring.

^{xiv} La tabella 6 inoltre indica che, se i tassi di rischio sono basati sulle transizioni "aggiustate", la distribuzione di *m* basata su spells ripetuti (colonna 5) continua a dare migliori stime rispetto al metodo a spell singoli, sebbene in misura inferiore rispetto al caso in cui le transizioni sono quelle osservate (cioè non "aggiustate"). Tuttavia, il fatto che con le transizioni osservate si riproducano i pattern della colonna 6 meglio che con le transizioni "aggiustate" non deve sorprendere, né dovrebbe costituire in sé un valido motivo per preferire una definizione di transizioni all'altra. Ciò semplicemente perché i pattern osservati in colonna 6 sono stati calcolati essi stessi con la definizione non-aggiustata di transizioni.

^{xv} Nei suoi dati individuali possono avere multiplo spells di due tipi: la povertà spells e la non-povertà spells. Allora fornisce i termini inosservati di eterogeneità sia nelle specifiche di tasso di rischio di re-entry che dell'uscita e suppone che questi termini sono correlati attraverso il multiplo spells dello stesso tipo ed attraverso spells dell'altro tipo. Una distribuzione discreta bivariate unita è presupposta per i termini inosservati di eterogeneità, con i punti di sostegno di questa distribuzione da determinare dai dati. I coefficienti di covariate, il numero di punti di sostegno e le probabilità corrispondenti della distribuzione inosservata di eterogeneità sono tutti valutati insieme elevando una funzione di probabilità definita sia su povertà che la non-povertà spells di ciascuno specifico.

^{xvi} Le analisi di robustezza rispetto all'uso delle transizioni "aggiustate" non hanno rilevato grosse differenze, per cui si è scelto di non riportare anche questo secondo set di risultati.

^{xvii} Per ottenere tale numero, si consideri l'esponentiale del coefficienti della variabile "numero di bambini" moltiplicato per 3 bambini, e lo si divida per 1 (caso base con 0 bambini), per ottenere il rischio relativo.

^{xviii} Anche l'origine etnica della PR non è stata inserita tra le determinanti dei rischi d'uscita (e di rientro), benché potenzialmente rilevante, in quanto l'ECHP non ci consentiva di distinguere tale origine in modo utile. Per esempio, America latina ed America del nord sono raggruppati insieme nell'ECHP, nonostante le diversissime condizioni economiche che prevalgono nei paesi coinvolti.

^{xix} Un altro motivo può risiedere nel fatto che nelle simulazioni si assume che tutti abbiano lo stesso gap di povertà, pari alla media della popolazione, mentre è probabile che alcuni gruppi, tra cui gli anziani, si trovino in una condizione di povertà più profonda (quindi con un gap maggiore). Mentre le simulazioni potrebbero tenerne in parte conto specificando un diverso gap a seconda dei gruppi, è presumibile che il gap e le transizioni di povertà siano simultaneamente determinate, richiedendo l'utilizzo di una diversa modellistica, per es., modelli che stimino la dinamica della variabile (continua) reddito, piuttosto che le transizioni tra gli stati (variabile dicotomica) povero/non-povero. Si veda, per es., Devicienti, 2002.

^{xx} Si noti che i "senza fissa dimora" non rientrano nell'universo di riferimento dell'ECHP.