

***Lavoro e disoccupazione: questioni di misura e di analisi***

Progetto di ricerca cofinanziato dal Ministero per l'Università  
e la Ricerca Scientifica e Tecnologica - Assegnazione: 1998  
Coordinatore: Ugo Trivellato

**Il monitoraggio della povertà  
e della sua dinamica: questioni di misura  
e evidenze empiriche**

Ugo Trivellato  
*Dip. di Scienze Statistiche, Univ. di Padova*

Working Paper n. 3

settembre 1998

Unità locali del progetto:

|  |                           |
|--|---------------------------|
| Dip. di Economia Politica, Univ. Di Modena                 | (coord. Michele Lalla)    |
| Dip. di Economia "S. Cagnetti De Martiis", Univ. di Torino | (coord. Bruno Contini)    |
| Dip. Di Statistica, Univ "Ca' Foscari" di Venezia          | (coord. Tommaso Di Fonzo) |
| Dip. di Metodi Quantitativi, Univ. di Siena                | (coord. Achille Lemmi)    |
| Dip. di Scienze Statistiche, Univ. di Padova               | (coord. Ugo Trivellato)   |

Dip. di Scienze Statistiche  
via S. Francesco 33, 35121 Padova

## 1. INTRODUZIONE \*

In questo lavoro, affronto un tassello relativamente modesto dello studio della povertà: quello del monitoraggio del suo livello e della sua dinamica, quale si pone nei Paesi sviluppati e specificamente in Italia. Lascio dunque nell'ombra le pur vitali connessioni col più vasto tema della disuguaglianza (sull'argomento vedi, tra i molti, Carbonaro, 1986, e Dagum e Zenga, 1990), così come la cruciale, ma intricata questione delle interrelazioni fra povertà e crescita.

L'argomento, pur così circoscritto, presenta rilevanti motivi di interesse per due ordini di ragioni. Per un verso, il monitoraggio della povertà si impone oggi come una preoccupazione pressante, per le tensioni che segnano l'intervento pubblico in materia di politiche sociali, stretto fra le istanze di equità e la ristrettezza delle risorse disponibili<sup>(1)</sup>. Per un altro verso, pur nella loro semplicità gli usuali indicatori di diffusione e di intensità della povertà, incentrati sulla preliminare fissazione di una soglia di povertà, propongono, in maniera quasi esemplare, buona parte delle questioni sottese alla misura della povertà. Questioni propriamente di 'misura' innanzitutto, ad un tempo concettuali e operative; ma in parte inseparabili da questioni 'normative', legate cioè a giudizi di valore (Atkinson, 1987; Ruggles, 1990; Ravallion, 1992).

Prima di entrare nell'argomento, torna utile qualche ulteriore precisazione. La misura della povertà propone, in modo chiaro, una tensione usuale nella misurazione economica e sociale: quella fra concetti, definiti nel contesto di teorie, e corrispettivi empirici. Anche quando ci si propongano scopi prevalentemente operativi - per l'appunto, il monitoraggio della povertà -, è importante riconoscere questa tensione, confrontarsi con essa. Come nota Sen (1997, p.6), *"difficilmente una misura può essere più precisa della nozione che rappresenta"*. D'altra parte, si può ben aggiungere che difficilmente una misura può essere più precisa di quanto lo strumento di misura consenta. Questi sono i due corni della questione con i quali, accettando il rischio di uscire da rassicuranti, ma talvolta angusti recinti disciplinari, occorre misurarsi.

Proprio perché questo compito è vasto e impegnativo, va da sé che nello svolgerlo non andrò al di là di un'esplorazione a maglia larga, talvolta frettolosa, inevitabilmente segnata da sensibilità personali.

Il lavoro è articolato in due parti. Nella sez. 2, mi soffermo sulla misura corrente della povertà, come è tipicamente affrontata nei Paesi sviluppati. Innanzitutto, do conto degli apprezzabili progressi compiuti in Italia, nonché di stime recentemente diffuse a livello dell'Unione Europea. Discuto poi alcune salienti questioni di misura. Nella sez. 3 porto l'attenzione sull'analisi della dinamica della povertà, e in particolare presento alcune prime esplorazioni della dinamica della povertà in Italia dal 1989 al 1993, basate sulla dimensione longitudinale del campione dell'indagine della Banca d'Italia. Nella sez. 4, presento scarse considerazioni conclusive.

## 2. PROGRESSI E QUESTIONI APERTE NELLA MISURA CORRENTE DELLE POVERTÀ

### 2.1. *Recenti progressi nella misura corrente della povertà in Italia*

Nella gran parte dei Paesi sviluppati, la misura della povertà si caratterizza per due tratti: (i) si colloca nello spazio delle risorse economiche (segnatamente, del reddito o del consumo); (ii) fa perno su una nozione di povertà relativa, valutata cioè in rapporto a parametri di posizione e di disuguaglianza della distribuzione rispetto alla quale la povertà viene misurata. Tipicamente, ciò avviene fissando una 'linea di povertà', pari a una qualche frazione della media (o della mediana) della distribuzione, e procedendo quindi a contare le famiglie (o le persone) con risorse al di sotto della linea, che sono appunto identificate come povere. Su questa base, si innesta poi la costruzione di indicatori di povertà.

Quanto questo modo di procedere sia giustificato, quando vi è disaccordo fra gli studiosi su fondamentali questioni concettuali (e fra i gruppi di pressione sulle implicazioni pratiche di siffatte misure), è questione che per ora accantoniamo, nello spirito dell'argomentazione in favore di un rapporto ufficiale sulla povertà, di cui si è recentemente fatto paladino Atkinson per il Regno Unito (ma, con gli aggiustamenti del caso, il tutto vale per un qualsiasi Paese sviluppato). Scrive Atkinson (1996, p. 124): “*Vi domando di accettare ... che la povertà nel Regno Unito è una legittima preoccupazione dei cittadini, e mi propongo di sostenere l'adozione di un obiettivo di 'performance' nazionale. Il Regno Unito avrebbe per la prima volta una linea di povertà ufficiale ... Ridurre la povertà diverrebbe un obiettivo politico, e all'Ufficio Statistico Nazionale sarebbe richiesto di produrre annualmente un 'Rapporto sulla Povertà' che valuti in che misura nel Regno Unito l'obiettivo è stato raggiunto. Esattamente come per il 'Rapporto sull'Inflazione' della Banca d'Inghilterra, lo scopo di questo rapporto sarebbe di 'produrre un'analisi affatto obiettiva e completa'*”. In questa prospettiva, Atkinson giustifica l'adozione di una linea di povertà con tre argomentazioni: (i) trovare un terreno comune anche quando non c'è un completo accordo, fissando uno standard ufficiale che la maggioranza considera troppo basso, ma che molto pochi considerano troppo alto; (ii) disporre di una linea di povertà nel quadro di un 'Rapporto sulla Povertà', che dovrebbe, tra l'altro, distrarre l'attenzione da un singolo numero, presentando un ventaglio di informazioni, così come di commenti informati; (iii) convenire su una definizione “*per scopi puramente statistici*” (e, aggiungo, di prima approssimazione: in altri termini, convenire su una sorta di sommatoria, ma essenziale bussola), senza che ciò implichi di consentire su un criterio in base al quale debbano essere erogati dei sussidi.

In verità, quel che Atkinson prefigura è meno avveniristico di quanto possa sembrare, perlomeno per quanto attiene alla documentazione e all'analisi della povertà (altra cosa è l'adozione di un obiettivo nazionale di *policy* in tema di riduzione della povertà). Vi sono infatti diffuse esperienze in tal senso in molti Paesi europei.

In questa direzione si è recentemente venuta sviluppando anche l'esperienza italiana, grazie soprattutto all'impegno congiunto della Commissione di indagine sulla povertà e sull'emarginazione (nel seguito, più semplicemente Commissione Povertà) e dell'Istat. Dal 1993, infatti, è stato compiutamente definito un metodo di misura della povertà, sulla base del quale a luglio di ogni anno viene diffuso un sintetico rapporto che documenta e analizza lo stato della povertà nell'anno solare precedente. Inoltre, nel 1996 si è proceduto alla ricostruzione delle serie storiche degli indicatori di povertà dal 1980 (Commissione di indagine sulla povertà e sull'emarginazione, 1996). Le misure della povertà prodotte dalla Commissione poggiano sulle seguenti scelte: (i) si utilizzano i dati dell'indagine dell'Istat sui consumi delle famiglie; (ii) conformandosi all'*International Standard of Poverty Line*, si adotta come linea di povertà per una famiglia di due persone il valore medio del consumo *pro-capite*; (iii) valori diversi della linea di povertà vengono specificati per famiglie di diversa dimensione, mediante l'utilizzo della scala di equivalenza elaborata da Carbonaro (1985); (iv) gli indicatori correntemente prodotti sono l'indice di diffusione della povertà (*H: headcount ratio*), dato dalla quota percentuale di famiglie o persone povere sul totale della popolazione pertinente, e l'indice di intensità della povertà (*P: poverty gap ratio*), che misura di quanto la spesa media dei consumi delle famiglie povere è, in percentuale, al di sotto della linea di povertà.

Un quadro di sintesi della diffusione e dell'intensità della povertà in Italia dal 1980 al 1997 è nella Tab. 1. Le analisi prodotte dalla Commissione forniscono poi i cosiddetti 'profili di povertà', che mostrano come gli indicatori di povertà variano per sottogruppi della società, identificati sulla base dell'area di residenza (vedi ancora la Tab. 1) e di una varietà di caratteristiche familiari. Il quadro che emerge è una forte, e crescente, concentrazione della povertà nel Mezzogiorno, e un profilo dell'incidenza della povertà che, per molti versi, possiamo definire “*tradizionale*” (Cannari e Franco, 1997, p. 20): polarizzato sulle famiglie numerose, con persona di riferimento anziana e con basso livello di istruzione. I dati più recenti, segnatamente quelli riferiti al 1997 (Commissione di indagine sulla povertà e sull'emarginazione, 1998), segnalano peraltro un'accentuazione di tratti in parte diversi: un più forte legame fra povertà e disoccupazione (fra le famiglie con

persona di riferimento disoccupata, la diffusione della povertà si attesta ormai al 31,7%); l'emergere del fenomeno dei *working poors* (l'incidenza della povertà tra i nuclei familiari in cui la persona di riferimento è un lavoratore dipendente raggiunge il 9,7%, a fronte dell'8,4% nel 1996); il peggioramento della condizione delle famiglie con persona di riferimento giovane – fino ai 35 anni di età – (per esse l'incidenza sale all'11%, a fronte dell'8,6% del 1996).

-----  
Tabella 1  
-----

Alla documentazione prodotta dalla Commissione Povertà si è affiancata, soprattutto nell'ultimo quinquennio, una notevole serie di contributi. Da un lato ha preso piede un'attività corrente, con qualche risvolto di ufficialità: l'Istat ha iniziato a dedicare attenzione all'argomento nel Rapporto annuale sulla situazione del Paese (vedi soprattutto l'ultimo rapporto: Istat, 1998, pp. 216-233); dal 1992 il CNEL, a cadenza biennale, promuove la realizzazione di un rapporto sulla distribuzione e redistribuzione del reddito in Italia (per l'ultimo rapporto, il quarto, vedi Rossi, 1998). Dall'altro lato, numerosi sono stati i saggi sull'argomento, di studiosi di diverse aree disciplinari (fra i molti, vedi Rizzi e Rossi, 1990; Sgritta e Innocenzi, 1996; Cannari e Franco, 1997). Il risultato è una apprezzabile arricchimento delle conoscenze. Ad esso si accompagnano peraltro divergenze non trascurabili nelle evidenze empiriche prodotte, e talvolta nelle interpretazioni del fenomeno. Nulla di cui stupirsi, appena si considerino le diverse scelte, in qualche senso tutte (o quasi) ragionevoli, effettuate in tema di dati di base e di metodi di misura. Ma, certo, il monitoraggio corrente della povertà nei termini auspicati da Atkinson non ne viene agevolato.

Recentemente, il quadro si è poi arricchito di stime a livello dell'UE di dodici Paesi, riferite al 1993 (Eurostat, 1997). Le stime poggiano sui dati di un'indagine comunitaria, l'*European Community Household Panel* (ECHP), e su una linea di povertà fissata, distintamente per ciascun Paese, al "50% della media aritmetica del reddito [*pro-capite*] mensile disponibile netto reso equivalente". La specificazione della linea di povertà è dunque differente da quella adottata in Italia dalla Commissione Povertà per pressoché tutti gli aspetti (indagine utilizzata, aggregato di riferimento, scala di equivalenza<sup>(2)</sup>, soglia di povertà, uso della scala nel determinare la soglia). Va sottolineato poi che l'Eurostat fissa linee di povertà nazionali, e non una linea di povertà europea: certo utilizzando un metodo comune, ma implicitamente ammettendo eterogeneità (ancora) irriducibili fra i diversi Paesi. Alcuni risultati salienti sono nella Tab. 2. Il loro interesse sta soprattutto nel fatto che, sia pure con parecchie cautele, essi consentono raffronti fra Paesi. La diversa incidenza della povertà fra famiglie, individui e giovani di meno di 16 anni, ad esempio, rimanda alle differenze nelle tipologie familiari prevalenti nei vari Paesi e alla diversa distribuzione dei rischi di povertà fra le stesse.

-----  
Tabella 2  
-----

## 2.2. Alcune questioni aperte

A fronte di questo ventaglio di stime sull'incidenza della povertà nel nostro Paese, è ragionevole chiedersi se sia possibile fare chiarezza, e possibilmente raggiungere un maggior grado di consenso, sulla determinazione della linea e sulle connesse misure di

povertà. Le questioni su cui mi fermo sono quattro: (a) l'impiego del reddito o del consumo; (b) la scelta della scala di equivalenza; (c) la determinazione della soglia per la famiglia di riferimento utilizzando o meno la scala; (d) la scelta fra media e mediana (o altri indici di posizione) per fissare la soglia della povertà.

Prima di considerare le singole questioni, si impongono due precisazioni. Innanzitutto, va detto che l'insieme delle argomentazioni analitiche e delle considerazioni operative raramente fornisce risposte univoche. Certo, esso porta a restringere lo spettro delle risposte ammissibili. Ma, alla fin fine, le scelte che si fanno hanno sempre (o quasi) un margine di arbitrarietà. D'altra parte, ed è il secondo punto che importa mettere in luce, *“la ragione più importante per misurare la povertà probabilmente è non tanto il bisogno di disporre di un singolo numero per un dato luogo e tempo, ma piuttosto di effettuare un confronto di povertà”*. Ciò induce a non drammatizzare, ad esempio, la discussione su dove tracciare la linea di povertà: *“Quasi sempre esisterà un ambito di possibili linee [di povertà], rispetto alle quali il confronto qualitativo di povertà e quindi la conclusione politica non cambiano, e in alcune applicazioni questo ambito può essere molto ampio”* (Ravallion, 1992, pp. 1-2). Per la misura corrente della povertà, si tratta dunque di consentire su scelte ‘ragionevoli’, avendo riguardo per un verso alla loro plausibilità, in particolare rispetto ai profili di povertà che forniscono, e per un altro verso alla coerenza nel tempo, affinché i confronti siano condotti su una base omogenea.

#### *(a) L'impiego del reddito o del consumo*

Nello spazio valutativo delle risorse economiche, la basilare alternativa che si pone è se misurare la povertà con riguardo al reddito o al consumo. In letteratura essa è stata affrontata soprattutto sul piano teorico, ma è immediato osservare che entrano in gioco anche questioni attinenti ai dati disponibili, spesso da differenti fonti e con diversa affidabilità.

Nell'ambito della teoria economica, la superiorità del consumo, rispetto al reddito corrente, a fini di misura della povertà discende dall'approccio di Friedman (1957) al processo di ottimizzazione intertemporale del consumatore, e dalla semplice relazione di proporzionalità che, nel caso di scuola, corre fra il consumo e il reddito permanente. L'argomentazione è stringente, ma poggia in maniera decisiva su alcune delle assunzioni di base. Quando queste siano rimosse e siano introdotte semplici forme di eterogeneità fra persone, la concordanza fra misure di povertà basate rispettivamente sul consumo e sul reddito permanente si fa debole, e di conseguenza il primo può non essere un buon surrogato - e neppure il migliore disponibile - del secondo (vedi, tra gli altri, Blundell e Preston, 1994, e Brandolini e D'Alessio, 1998). D'altra parte, il reddito presenta il vantaggio di misurare i mezzi disponibili per il consumo, di essere cioè un indicatore *ex-ante*, che prescinde dalle decisioni fattuali di consumo, decisioni che possono riflettere scelte (ad esempio, ‘stili di vita’ delle persone anziane, con una propensione al consumo relativamente bassa) e non solo costrizioni. Esso risulta dunque preferibile nel contesto di approcci alla misura della povertà che mettano l'accento su ‘comando sulle risorse’ e su ‘opportunità’.

Dal punto di vista teorico, dunque, la scelta fra consumo e reddito resta in parte indeterminata. Operativamente, assumono poi non minore rilievo altri due ordini di questioni: (i) una volta che il reddito, o il consumo, sia stato scelto come spazio valutativo, come concretamente definirlo (al riguardo, mi limito a rinviare alle diffuse puntualizzazioni di Brandolini e D'Alessio, 1998, e Hourriez e Legris, 1998); (ii) quali fonti utilizzare, e come.

Gli aspetti connessi alle fonti disponibili, e alle opportunità e ai problemi che esse pongono, sovente sono stati inopinatamente trascurati in letteratura, quasi si trattasse di altra questione, e di secondaria importanza. Così non è. E' appena ovvio notare che le misure che otteniamo dipendono *congiuntamente* dai concetti e dalle definizioni che usiamo e dal materiale di osservazione che trattiamo. Qual è l'affidabilità complessiva delle diverse fonti, in termini di copertura del *frame* rispetto alla popolazione di interesse e di tassi di risposta? Qual è l'accuratezza con cui rilevano le grandezze di interesse - reddito e/o consumo - , in termini di adeguatezza della definizione operativa, di dettaglio nella rilevazione degli *items* (aspetto sovente cruciale per la completezza e la qualità delle risposte), di contenimento degli errori di risposta? Qual è il grado di robustezza della misure che se ne possono trarre? Alcuni recenti contributi (vedi, tra gli altri, Cowell and Victoria-Feser, 1996, su questioni di robustezza; Brandolini, 1998, per una sistematica e penetrante analisi comparata delle indagini italiane sulla distribuzione del reddito nel secondo dopoguerra; Brandolini e

D'Alessio, 1998, e Verma, 1998, per esplorazioni empiriche, rispettivamente sui dati dell'indagine della Banca d'Italia e dell'ECHP) documentano l'importanza di questi aspetti, e i considerevoli vantaggi che vengono da una considerazione integrata delle questioni di misura.

Per Italia il problema è particolarmente delicato, perché le due variabili tipicamente usate per analisi della povertà – il reddito disponibile netto e la spesa per consumi delle famiglie – vengono da due diverse indagini: rispettivamente quella della Banca d'Italia sui bilanci delle famiglie (nel seguito, BI) e quella dell'Istat sui consumi delle famiglie (nel seguito, IC). Alle differenze nell'aggregato di riferimento si assommano dunque, e in maniera inestricabile, quelle nel disegno delle due indagini. Gli esiti sulla misura della povertà sono rimarchevoli, soprattutto per il diverso profilo che ne risulta. Dalla BI, infatti, emerge un quadro della diffusione della povertà sensibilmente meno 'tradizionale' di quello fornito dalla IC (vedi, tra gli altri, Cannari e Franco, 1997): con una minor polarizzazione sulle famiglie numerose e sugli anziani, e con un'incidenza parecchio più marcata sui minorenni.

Un approfondimento sull'argomento appare indispensabile, per evitare che a dettare le scelte siano ragioni sì cogenti, ma tutto sommato poco pertinenti, contingenti, quali la diversa cadenza delle due indagini e la diversa disponibilità dei microdati per gli studiosi.

### *(b) La scelta della scala di equivalenza*

Le famiglie differiscono in dimensione e struttura, ed è quindi pratica diffusa normalizzarle rispetto ad una famiglia di riferimento per il tramite di scale di equivalenza (per una recente, chiara rassegna, vedi De Santis, 1997, pp. 157-220). È questo un tema quanto mai spinoso. Quand'anche si superino, o più semplicemente si accantonino, le critiche assai severe sulla legittimità analitica delle scale di equivalenza (vedi, tra gli altri, Fisher, 1987, sulla indeterminatezza della relazione fra comportamento osservato di consumo e utilità), il tema rimane infatti condizionato da una basilare questione di identificabilità. *“Le scale non sono completamente identificate, in quanto l'analisi della domanda rivela solo le preferenze condizionali, ... definite esclusivamente in relazione ad un insieme di beni per i quali le caratteristiche demografiche non sono oggetto di scelta”* (Atella et al, 1997, pp. 4-5). Questa sottoidentificazione implica che la definizione della scala comporta un margine di arbitrarietà, una scelta in qualche misura 'politica'. Gli interrogativi che vengono in rilievo possono essere schematicamente ridotti a tre. (i) Si stima la scala di equivalenza basandosi sul metodo di Engel (cioè a dire, utilizzando come indicatore di benessere la quota di spesa allocata all'alimentazione) o su un sistema completo di domanda? (ii) Che grado di dettaglio si vuole per la scala? In altri termini, di quante e quali caratteristiche si desidera tenere conto? (iii) Come ci si orienta rispetto alla stabilità/aggiornamento della scala nel tempo?

Le scelte che si riscontrano sono, di massima, di tre tipi. A livello ufficiale, è largamente diffusa l'adozione di scale piuttosto semplici, basate soltanto sul numero dei componenti o al più anche su una dicotomizzazione in base all'età, stabili nel tempo. E' questo il caso:

- (a) della 'scala Carbonaro', costruita a partire dal metodo di Engel e utilizzata dalla Commissione Povertà. Riformulata avendo come famiglia di riferimento quella di un componente<sup>(3)</sup> e per famiglie con numero di componenti via via crescente di un'unità, essa è la seguente 1; 1,67; 2,23; 2,72; 3,18; 3,59; 4,01;
- (b) della scala utilizzata dall'OECD, che assegna peso 1 al primo componente adulto della famiglia, peso 0,7 a ciascuno dei restanti adulti e peso 0,5 ai minorenni;
- (c) della scala recentemente utilizzata dall'Eurostat (1997), analoga a quella dell'OECD ma che sconta più marcate economie di scala e assegna pesi rispettivamente 0,5 e 0,3 a ciascuno dei restanti adulti e ai minorenni.

Anche a livello ufficiale, non mancano peraltro scale più elaborate, quale quella dal Department of Social Security inglese, che ha un ventaglio di pesi distintamente per i membri adulti (con pesi decrescenti, fatto salvo quello del coniuge del primo adulto, inferiore a quello del terzo adulto) e per i minorenni a carico (con pesi crescenti con l'età)

(vedi, tra gli altri, Bottiroli Civardi e Chiappero Martinetti, 1997).

Tendono poi ad essere più articolate le scale proposte da singoli studiosi, segnatamente quando ricavate da sistemi completi di domanda. Così, Patrizii e Rossi (1991) e Atella *et al.* (1997) ricavano scale che tengono conto di una ampio insieme di caratteristiche socio-economiche delle famiglie: numero ed età dei componenti, genere del capofamiglia, area di residenza, posizione nella professione e settore di attività economica del capofamiglia, condizione lavorativa della donna, presenza di invalidi. Le implicazioni che essi traggono dalle rispettive ricerche, in vista della definizione di scale di equivalenza 'ufficiali', sono peraltro parecchio differenti. Atella *et al.* (1997), infatti, giungono a proporre una scala di equivalenza basata essenzialmente sulle caratteristiche demografiche della famiglia (con, in più, un coefficiente di incremento per ogni componente inabile); Rossi invece, nel coordinare il rapporto biennale del CNEL sulla distribuzione e redistribuzione del reddito, per le analisi sulla povertà (e sull'opulenza) ha correntemente impiegato l'articolata scala di Patrizii e Rossi (1991).

I numerosi studi sull'impatto di differenti scale di equivalenza (vedi, tra gli altri, De Santis, 1996, Cannari e Franco, 1997, e Bottiroli Civardi e Chiappero Martinetti, 1997; per analisi comparate a livello internazionale, Burkhauser *et al.*, 1996, e de Vos e Li, 1997) documentano una marcata sensibilità delle misure di povertà al variare della scala.

L'evidenza più netta, peraltro, si ha non già da un'analisi di sensitività, ma semplicemente comparando i risultati diffusi dalla Commissione Povertà con quelli pubblicati nei rapporti CNEL (vedi, ad es., Rossi, 1998). Le analisi della Commissione Povertà e del CNEL sono infatti simili per tutti gli aspetti - usano i dati sui consumi dell'IC e fissano la linea di povertà in modo analogo -, salvo che per la scala di equivalenza utilizzata. Ebbene, l'incidenza dei poveri sul totale è dell'ordine rispettivamente del 10-11% e del 6-7%, e anche i profili di povertà differiscono in maniera non trascurabile (non così, invece, le dinamiche).

Alla luce dell'iniziale osservazione sulla sottoidentificazione delle scale di equivalenza, la scelta fra le due scale (e fra i due scenari della povertà) è analiticamente indeterminata. La mia opinione è che la scala usata dalla Commissione sia per certo obsoleta, e forse troppo grezza - considera la sola dimensione della famiglia -. D'altra parte, sono riluttante ad accettare una scala che si condiziona ad un ampio insieme di caratteristiche socio-economiche e, nella sostanza, colloca nello spazio dei vincoli attribuiti - quali la condizione lavorativa e professionale - che qualificano piuttosto scelte e stili di vita<sup>(4)</sup>.

### (c) *L'uso o meno della scala per determinare la soglia per la famiglia di riferimento*

Una volta che si sia convenuto sulla necessità di una scala di equivalenza, è affatto naturale utilizzarla in entrambi i passi in cui ha rilievo per la determinazione delle soglie di povertà: (i) nel rendere equivalente la distribuzione del reddito (o del consumo) *pro-capite*, rispetto alla quale si determina poi il parametro di posizione al quale viene ancorata la linea di povertà per la famiglia di riferimento; (ii) nel calcolare i valori di soglia per famiglie con caratteristiche diverse da quella di riferimento.

E' questa la procedura adottata nella generalità dei Paesi sviluppati, dall'OECD e dall'Eurostat. Sorprendentemente, così non accade per la determinazione della linea di povertà in Italia. La Commissione Povertà, infatti (ma, per quanto è dato di capire, allo stesso modo procedono il CNEL e gran parte degli studiosi), trascura il passo (i). In altre parole, determina il consumo *pro-capite* dividendo il consumo familiare medio per il numero medio dei componenti  $N$ , e non già per il numero medio di componenti equivalenti  $N_c$  risultante dalla scala.

Questa anomalia, evidenziata da De Santis (1996), ha un'ovvia implicazione. Essendo  $N > N_c$ , le misure di povertà correntemente presentate sono inferiori a quelle che risulterebbero operando sul consumo *pro-capite* reso equivalente. La cosa non ha tanto un

rilievo in sé - la fissazione di una linea di povertà è, conviene ripeterlo, operazione in buona parte arbitraria -, quanto per i potenziali riflessi su confronti di povertà. A questo proposito De Santis (1996, p. 18) sostiene che “*la posizione relativa dei vari gruppi rimane invariata*”, ma l’affermazione è forse troppo netta. Ciò può essere vero di fatto, per un dato Paese e per alcuni anni (nella caso specifico, per l’Italia a cavallo degli anni ’90); ma non vale in generale per i profili di povertà, che palesemente possono risultare modificati in termini relativi. E può esserne influenzata anche la dinamica della povertà, a livello aggregato e nelle sue caratteristiche di composizione. Che dall’utilizzazione di  $N$  o di  $N_c$ , per la determinazione del consumo *pro-capite*, non ci si attendano effetti vistosi su confronti di povertà fra gruppi e nel tempo, è infatti verosimile soltanto quando la struttura delle famiglie sia omogenea rispetto ai gruppi e abbia inerzia. Non vedo, dunque, ragioni per mantenere un’anomalia, che appare affatto priva di giustificazioni.

(d) *La scelta dell’indice di posizione*

Tipicamente, la linea di povertà viene fissata rapportandola a un indice di posizione della distribuzione del reddito (o del consumo) *pro-capite* reso equivalente. Le scelte più comuni sono: (i) la media *pro-capite* per una famiglia di riferimento di due persone, che è per l’appunto la pratica italiana; (ii) la metà della media (così Lussemburgo e Regno Unito, nonché l’Eurostat); (iii) la metà della mediana (così Francia e Olanda, nonché l’OECD).

Stante l’arbitrarietà della scelta, non vale la pena soffermarsi sull’argomento, se non per tre notazioni. Innanzitutto, è palese che, data l’asimmetria positiva della distribuzione del reddito (e del consumo), la mediana è inferiore alla media. Ne consegue che la linea di povertà, e quindi la diffusione della stessa, calcolate con riferimento alla prima risultano più basse, e non di poco. La dinamica delle misure di povertà, peraltro, in generale è solo moderatamente sensibile all’alternativa fra media e mediana, com’è documentato per l’Italia dalla Fig. 1.

-----  
 Fig. 1  
 -----

Piuttosto, è il caso di segnalare un’evidenza ovvia, ma talvolta trascurata o addirittura palesemente non compresa. Le soglie (i) e (ii) sono ovviamente differenti, per l’effetto della scala di equivalenza<sup>(5)</sup>. Così, la linea di povertà adottata dalla Commissione Povertà, riformulata nei termini di una famiglia unipersonale diventa il 60% della media *pro-capite*. Sull’opportunità di questa scelta, che ci distingue dalle pratiche degli altri Paesi dell’UE, dell’OECD e dell’Eurostat - in questo tutte convergenti -, è il caso perlomeno di riflettere.

Infine, a parziale rimedio dell’arbitrarietà nel fissare la linea di povertà, è buona pratica usare più di una linea, o comunque articolare convenientemente quella ‘ufficiale’. In tal modo, da un lato si rende esplicito il carattere convenzionale – e non necessariamente condiviso – che presiede alla fissazione della soglia, dall’altro si può vagliare la sensibilità dei risultati a suoi particolari valori. Le soluzioni adottate, largamente pragmatiche, sono varie: dall’uso di “*dual poverty lines*” (Ravallion, 1992, pp. 34-35), all’affiancamento alla metà della mediana di altre percentuali (ad esempio, il 75%), all’impiego di tre linee definite in rapporto alla media - rispettivamente al 40%, al 50% e al 60% -. Quest’ultima soluzione, adattata per il fatto che si definisce la soglia con riferimento ad una famiglia di due persone (e quindi riformulata in termini di 80% della media, media e 120% della media), è stata introdotta dalla Commissione povertà dal 1996 ed è documentata nella Fig. 1. Il profilo temporale della diffusione della povertà che esse descrivono è analogo, fatta salva una maggiore variabilità in termini assoluti al crescere della linea<sup>(6)</sup>.



### 3. UN'ESPLORAZIONE SULLA DINAMICA DELLA POVERTÀ IN ITALIA DAL 1989 AL 1993

#### 3.1. *L'analisi della dinamica della povertà: qualche riferimento*

L'analisi della dinamica della povertà riveste palesemente una grande importanza, tanto a fini analitici che di *policy*. Il rilievo del tema è emblematicamente riassunto nella dicotomia tra povertà cronica e povertà transitoria, che ha segnato il dibattito degli anni '80 (per importanti puntualizzazioni vedi, tra gli altri, Rodgers e Rodgers, 1993).

Gli studi sulla dinamica della povertà hanno recentemente conosciuto un notevole impulso, grazie alla crescente diffusione di indagini *panel* e alla conseguente disponibilità di dati longitudinali. Un sommario sguardo alla letteratura porta a individuare perlomeno tre ordini di questioni:

- (a) le opportunità di affinare le misure della povertà quando si disponga di dati sul reddito e la ricchezza nel tempo (Ruggles e Williams, 1989);
- (b) le opportunità, e i problemi, che vengono dalla disponibilità di campioni di dati longitudinali di famiglie ed individui, sovente affetti da fenomeni di attrito non casuale e da particolari *patterns* degli errori di risposta (per una rassegna di indole generale vedi, tra gli altri, Ghellini e Trivellato, 1996; per uno specifico riferimento a problemi di misura del reddito, vedi Bleuer e Kovacevic 1997);
- (c) la specificazione di convenienti modelli per l'analisi dinamica.

Su quest'ultimo fronte, il panorama è quanto mai diversificato. Semplificando ai limiti del ragionevole, le linee di attacco all'analisi della dinamica della povertà possono essere ricondotte a tre. Un primo approccio fa perno sulla stima di matrici di transizione (vedi, ad es., Duncan *et al.*, 1993, e per sviluppi in chiave multidimensionale Lemmi e Pannuzi, 1995). Ad un secondo approccio possono essere ricondotti vari contributi, anche parecchio diversificati, ma contraddistinti da un'impostazione *model based* (vedi, ad es., Duncan e Rodgers, 1991). Un terzo approccio, che concettualmente si innesta sui precedenti, guarda alle traiettorie di permanenza/uscita/ingresso nella povertà (eventualmente condizionate a covariate) su una sequenza di periodi di osservazione ragionevolmente lunga, e sviluppa appropriate misure di persistenza nella povertà (vedi, tra gli altri, Bane e Ellwood, 1986, Stevens, 1994, Stevens, 1995, Jarvis e Jenkins, 1997, e recentemente Hills, 1998).

In Italia, se si prescinde da studi di caso su piccola scala, le analisi sulla dinamica della povertà sono pressoché assenti<sup>(7)</sup>, essenzialmente per la mancata disponibilità di dati longitudinali. Più che dilungarmi su questioni di metodo, penso quindi sia di un qualche interesse presentare alcune evidenze empiriche, sia pure preliminari, sulla recente dinamica della povertà nel nostro Paese, basate sull'indagine BI. Dal 1987-89, infatti, l'indagine ha assunto un disegno *split-panel*, che consente di disporre di campioni *panel* (per ragguagli sull'indagine, vedi Brandolini e Cannari, 1995, e Brandolini, 1998; per approfondimenti sulla sua dimensione longitudinale, vedi Trivellato e Nicodemo, 1998). Le analisi empiriche si riferiscono al periodo 1989-1993: data la cadenza biennale dell'indagine BI, si estendono dunque su tre occasioni.

Quando si vogliono effettuare analisi dinamiche (e, più in generale, confronti temporali) utilizzando misure di povertà relativa, occorre innanzitutto precisare il significato della qualificazione 'relativo'. Anche a questo riguardo, infatti, non vi è una risposta univoca. Sono le finalità dell'analisi a dettare la scelta del grado di 'relatività' in senso dinamico della soglia, e delle connesse misure di povertà<sup>(8)</sup>. Per un'analisi della dinamica nel breve periodo, è ragionevole assumere come soglia di riferimento il reddito in termini reali dell'anno base, il 1989, e rispetto ad esso analizzare il profilo dinamico della

povertà.

Per il 1989, utilizzo come linea di povertà, per una famiglia di due persone, la mediana del reddito disponibile netto annuo *pro-capite* reso equivalente, e come scala di equivalenza quella conclusivamente suggerita da De Santis (1986)<sup>(9)</sup>. Per il 1991 e il 1993, aggiornò poi la soglia di povertà con gli indici regionali dei prezzi al consumo per famiglie di operai e impiegati. Un sintetico prospetto dei risultati distintamente per la popolazione e per il campione *panel* è nella Tab. 3.

-----  
Tab. 3  
-----

La notazione saliente, che l'ispezione della Tab. 3 suggerisce, riguarda le sensibili differenze fra le stime della diffusione della povertà nel campione *panel* e le corrispondenti stime per la popolazione basate sull'intero campione sezionale (mentre i loro *patterns* temporali, tutto sommato, non sono così diversi). Il fenomeno chiama certamente in causa processi di selezione non causale del *panel*, che sinora non sono stati adeguatamente indagati e che sono comunque difficili da cogliere, anche perché gli obiettivi e il disegno dell'indagine BI non sono genuinamente longitudinali (per primi approfondimenti, vedi ancora Trivellato e Nicodemo, 1998). Per le analisi empiriche che seguono, queste evidenze valgono come un ovvio *caveat* in sede di interpretazione dei risultati.

### 3.2. Matrici di transizione dalla/nella povertà

Entrando nel merito dell'analisi della dinamica della povertà in Italia nel quadriennio 1989-93, è utile prendere le mosse dai flussi di permanenza/mobilità rispetto alla condizione di povertà. Essi sono riassunti in semplici matrici di transizione 2x2 (vedi la Tab. 4). Di massima, esse documentano una dinamica non particolarmente marcata.

-----  
Tab. 4  
-----

Per la sintesi e l'interpretazione dei risultati, conviene fare perno su verifiche di alcuni *patterns* di stabilità delle matrici (vedi la Tab. 5). Ridotti all'osso, gli interrogativi ai quali cercare di rispondere sono tre. Alla luce delle particolarità del disegno dell'indagine BI, che per il periodo in esame consente di ottenere sia un *panel* a tre onde (di 1.050 famiglie) sia due *panel* residui a due onde (di 1.137 famiglie per il biennio 1989-91 e di 2.420 famiglie per il biennio 1991-93), essi sono così formulati:

- (1) L'ipotesi di uguaglianza nella dinamica tra famiglie che permangono nell'indagine per durate diverse è plausibile (ed è quindi lecito analizzare le transizioni sui *panel* biennali aggregati) oppure è da rigettare?
- (2) Le probabilità di transizione dalla/nella povertà nei bienni 1989-91 e 1991-93 restano costanti oppure si modificano (tenendo conto, in proposito, delle caratteristiche dei campioni longitudinali appena segnalate)?
- (3) Restringendo l'attenzione al solo *panel* a tre onde, l'evidenza empirica porta o meno a rigettare l'ipotesi di markovianità delle matrici di transizione?

-----  
Tab. 5  
-----

Come si desume dalla Tab. 5, le risposte che vengono dalle verifiche svolte sono le seguenti. Anche se vi è qualche evidenza di una selezione differenziata in relazione alla durata della permanenza delle famiglie nell'indagine, l'ipotesi (1) non è rigettata (al livello  $\alpha=0,05$ ), ed è quindi ragionevole analizzare le transizioni sull'insieme dei flussi biennali.

L'ipotesi di stabilità delle matrici di transizione passando dal 1989-91 al 1991-93 è rigettata. Essa è rifiutata sia quando è condotta sui due *panel* residui a due onde, sia quanto è effettuata sul *panel* a tre onde<sup>(10)</sup>, sia infine quando è condotta congiuntamente sull'insieme delle informazioni disponibili. Vi è dunque la chiara evidenza di una sorta di 'effetto periodo', riconducibile alla recessione del 1993, che porta a più elevate probabilità di permanenza e di entrata nella povertà.

Conformemente alle attese, infine, è nettamente rigettata l'ipotesi di markovianità. Già da una semplice analisi estesa a sole tre onde, emerge dunque in maniera nitida l'evidenza di fenomeni di inerzia. Va da sé che la disponibilità di un *panel* più lungo (e, auspicabilmente, di dimensioni non troppo ridotte e non marcatamente selezionato) potrebbe consentire importanti approfondimenti, ad esempio con la stima di traiettorie del tipo di quelle tipizzate da Hills (1998, pp. 44-52).

### 3.3. Modelli empirici delle probabilità di uscita dalla (e ingresso nella) povertà

Un naturale sviluppo dell'analisi delle transizioni consiste nel cercare di individuare le principali determinanti dell'uscita dalla (e dell'ingresso nella) povertà. A questo scopo, utilizzo semplici modelli *logit*, stimati sui flussi biennali 1989-91 e 1991-93 e sui flussi 1991-93 per il *panel* a tre onde. Nella tassonomia recentemente proposta da Cox (1997, pp. 263-264), si tratta palesemente di "modelli empirici": di modelli, cioè, che mirano ad un'utile e possibilmente accurata descrizione dei processi di interesse, ma che non ambiscono certo a una rappresentazione strutturale degli stessi.

Le variabili esplicative incluse nelle specificazioni iniziali dei modelli sono presentate in Appendice. Com'è agevole desumere dalla sua ispezione, le principali scelte operate sono riassumibili in poche proposizioni.

- (a) Innanzitutto, ci si è proposti di tenere conto in maniera non rozza dell'influenza delle condizioni economiche della famiglia, con una variabile, REDREL, la sola quantitativa, che misura la distanza in termini relativi del reddito familiare dalla linea di povertà, nell'anno iniziale di ogni biennio. E' infatti plausibile attendersi che le probabilità di transitare da uno stato all'altro siano tanto maggiori quanto più le famiglie hanno un reddito (iniziale) prossimo alla pertinente soglia di povertà.
- (b) In secondo luogo, per non imporre discutibili relazioni di proporzionalità nell'influenza delle altre potenziali variabili esplicative, esse sono state tutte rappresentate tramite *dummies* o convenienti insiemi di *dummies*<sup>(11)</sup>
- (c) Una questione notoriamente delicata nel modellare probabilità di transizione condizionate attiene al trattamento di variabili esplicative che mutano nel tempo. Essa assume un particolare rilievo nel nostro caso, perché è verosimile che le probabilità di uscita dalla (e di entrata nella) povertà siano fortemente influenzate da modificazioni

nelle caratteristiche familiari (numero dei componenti, numero di percettori di reddito, condizione lavorativa del capofamiglia e del coniuge, ecc.). La questione è stata risolta includendo tra i predittori tanto le variabili al tempo iniziale quanto indicatori di variazione delle stesse nel biennio<sup>(12)</sup>.

I modelli finali, risultanti dall'usuale procedura di progressiva riduzione dei predittori (e avendo come condizione di riferimento quella di permanenza nello stato d'origine), sono nelle Tab. 6, 7, e 8. Esse presentano i modelli stimati relativi rispettivamente all'uscita dallo stato di povertà per i due bienni 1989-91 e 1991-93, all'uscita dallo stato di non povertà (cioè a dire, all'entrata nello stato di povertà) per gli stessi due bienni, e ancora all'entrata nello stato di povertà dal 1991 al 1993 per il *panel* a tre onde (per esso, l'analisi condizionata allo stato iniziale di povertà non viene presentata, perché i risultati sono sostanzialmente non interpretabili a causa della bassa numerosità del campione di famiglie povere).

---

### Tabelle 6, 7 e 8

---

Che dire dei risultati? Innanzitutto, va puntualizzato che è bene limitarsi ad un'interpretazione sobria, incentrata sulle evidenze salienti, quelle ragionevolmente nette e, insieme, stabili sulle due transizioni biennali. In favore di questa scelta militano due fattori che già ho menzionato, tanto più se considerati congiuntamente: i tratti di selettività del *panel* e la caratteristica di 'modelli empirici' delle specificazioni logit usate.

In primo luogo, dall'ispezione delle Tab. 6-8, emerge l'importanza, per le probabilità di uscire dalla/entrare nella povertà, delle condizioni economiche iniziali. I coefficienti associati a REDREL, infatti, hanno stabilmente segno negativo e sono tra i più elevati in valore assoluto, e tra i più significativi. Per un verso, si tratta di un'evidenza attesa, ovvia: la probabilità di entrare nella/uscire dalla povertà è tanto maggiore quanto minore è la distanza relativa del reddito familiare iniziale dalla soglia di povertà. Per un altro verso l'evidenza è di interesse, perché testimonia che REDREL coglie in maniera soddisfacente la variabilità delle condizioni economiche iniziali, il che consente di apprezzare l'influenza delle altre variabili al netto, appunto, di tali condizioni.

L'impatto delle variabili socio-demografiche riferite alla situazione iniziale del biennio è, in generale, conforme alle attese. Così, ad esempio, il fatto che la famiglia risieda nel Mezzogiorno (SUD) ha un'influenza negativa sulla probabilità di uscire dalla povertà nel biennio 1989-91, ed ha invece un'influenza positiva sulla probabilità di entrarvi, in entrambi i bienni. Così, ancora, la dimensione della famiglia ha effetti negativi sulla probabilità di uscire dalla povertà e effetti positivi sulla probabilità di entrarvi (e, in valore assoluto, i coefficienti associati alle *dummies* NCOMP2, NCOMP3, NCOMP4 e NCOMPSUP sono ordinati in senso crescente in pressoché tutti i modelli finali). Nel complesso, peraltro, l'influenza di parecchie delle variabili socio-demografiche iniziali non è particolarmente marcata, e soprattutto non si manifesta sistematicamente su entrambi i bienni e/o (con le attese varianti di segno) per entrambi i flussi - di uscita dalla e di entrata nella povertà -. E' questo un sintomo del fatto che tra le famiglie vi è una apprezzabile componente di eterogeneità non osservata nella situazione iniziale, rilevante per le transizioni in questione.

Netta è, invece, l'evidenza circa l'importanza sulle transizioni dalla/nella povertà delle variabili espressive di cambiamenti avvenuti nel biennio - nella dimensione familiare (AUMCOMP e DIMCOMP), nel numero di percettori di reddito (AUMPERC e DIMPERC) e nella condizione occupazionale del capofamiglia (OCC\_NOCC e NOCC\_OCC). Queste variabili risultano in generale incluse nei modelli finali, e hanno coefficienti con i segni attesi e altamente significativi.

Dal modello stimato sul *panel* a tre onde (Tab. 8), infine, emerge una marcata dipendenza della probabilità di entrata nella povertà nel biennio 1991-93 dalla condizione nel 1989, a conferma delle caratteristiche di inerzia del fenomeno. Si tratta di un'evidenza piuttosto netta, che viene peraltro da un 'modello empirico' e richiede vagli più stringenti, per poter distinguere la dipendenza vera dallo stato dall'eterogeneità non osservata.

#### 4. OSSERVAZIONI CONCLUSIVE

Le esplorazioni condotte su questioni di monitoraggio del livello e della dinamica della povertà in Italia rendono evidente, innanzitutto, l'importanza di miglioramenti nelle fonti e di affinamenti nei metodi di analisi.

L'esigenza di una revisione degli indicatori correnti di povertà relativa è stata diffusamente argomentata nella sez. 2, con riguardo vuoi a debolezze in alcune delle scelte metodologiche sinora adottate vuoi a istanze di una maggiore comparabilità internazionale - segnatamente a livello dell'UE -. Tale revisione potrebbe utilmente aver luogo a partire dal 1998, anche perché dall'anno prossimo la necessità di avviare una nuova serie di misure di diffusione e intensità della povertà (relativa) si imporrà comunque, a causa della profonda ristrutturazione dell'indagine IC (vedi Commissione d'indagine sulla povertà e sull'emarginazione, 1998, p. 6).

Il fronte delle analisi sulla dinamica della povertà chiama in causa, invece, soprattutto il tema delle fonti. La mancata disponibilità di indagini genuinamente longitudinali sulle famiglie, e le limitazioni che segnano la dimensione *panel* dell'indagine BI, hanno sinora reso problematiche le analisi dinamiche, e hanno comunque costretto le poche analisi svolte entro limiti parecchio severi. Il quadro dei risultati presentati nella sez. 3 è emblematico delle potenzialità, interessanti ma circoscritte, offerte dallo sfruttamento in chiave longitudinale dell'indagine BI. Certo, a questi limiti si può in parte porre rimedio con appropriati avanzamenti metodologici. Ad esempio, con riferimento all'indagine BI potrebbe risultare assai utile (ma verosimilmente tutt'altro che facile!) modellare congiuntamente le dinamiche di interesse e il processo di selezione dei *panel*, in modo da poter utilizzare in maniera combinata sia *panel* di diversa lunghezza sia la parte sezionale ripetuta dell'indagine. Progressi importanti nella comprensione della dinamica della povertà richiedono comunque (anche) la disponibilità di più adeguate basi di dati longitudinali. Ciò può avvenire in primo luogo rendendo disponibili basi di dati longitudinali da indagini *panel* già svolte (è questo il caso della componente italiana della ECHP), e in secondo luogo progettando indagini *ad hoc* o, più realisticamente, ridisegnando (parte del)le attuali indagini sulle famiglie con specifica attenzione alla rilevazione delle dinamiche e quindi alla dimensione longitudinale.

A fronte degli aspetti di crescente complessità che la situazione della povertà presenta in Italia, e in Europa, questi avanzamenti su più fronti, dal materiale statistico di base ai metodi di misura e ai modelli di analisi, si impongono a fini analitici. Palesemente, essi sono altrettanto essenziali nella prospettiva di politiche volte a contrastare la povertà, non considerata in questo lavoro ma che è inevitabilmente sullo sfondo di ogni attività di monitoraggio del fenomeno.

Tab. 1: *Diffusione e intensità della povertà in Italia, 1980-1997*

|      | Linea di povertà<br>(in migliaia di lire<br>correnti mensili) | Diffusione della povertà (%) |        |      |        | Intensità della<br>povertà (%) |
|------|---|------------------------------|--------|------|--------|--------------------------------|
|      |   | Nord                         | Centro | Sud  | Italia |                                |
| 1980 | 267   | 4,6                          | 4,5    | 16,0 | 8,3    | 16                             |
| 1981 | 314   | 5,8                          | 5,6    | 17,8 | 9,6    | 19                             |
| 1982 | 368   | 5,6                          | 5,6    | 17,7 | 9,5    | 19                             |
| 1983 | 422   | 7,1                          | 7,3    | 17,9 | 10,6   | 22                             |
| 1984 | 470   | 7,1                          | 7,5    | 19,7 | 11,3   | 22                             |
| 1985 | 549   | 7,2                          | 6,6    | 21,0 | 11,6   | 22                             |
| 1986 | 624   | 7,7                          | 7,3    | 22,8 | 12,6   | 23                             |
| 1987 | 692   | 9,0                          | 8,1    | 25,8 | 14,4   | 23                             |
| 1988 | 749   | 8,7                          | 9,9    | 26,0 | 14,8   | 23                             |
| 1989 | 838   | 8,2                          | 9,3    | 26,0 | 14,4   | 22                             |
| 1990 | 914   | 7,4                          | 7,7    | 20,0 | 11,7   | 19                             |
| 1991 | 1.010   | 8,0                          | 7,4    | 19,8 | 11,8   | 19                             |
| 1992 | 1.042   | 7,0                          | 7,2    | 20,7 | 11,7   | 19                             |
| 1993 | 1.025   | 5,4                          | 7,8    | 19,4 | 10,7   | 18                             |
| 1994 | 1.094   | 4,4                          | 6,8    | 20,6 | 10,2   | 21                             |
| 1995 | 1.143   | 4,4                          | 6,8    | 21,9 | 10,6   | 22                             |
| 1996 | 1.190   | 3,9                          | 5,7    | 22,3 | 10,3   | 21                             |
| 1997 | 1.234   | 4,3                          | 5,8    | 24,2 | 11,2   | 22                             |

Fonte: Commissione di indagine sulla povertà e sull'emarginazione (1996), più aggiornamenti per il 1995, 1996 e 1997 basati su note della stessa Commissione.

Tab. 2: *La diffusione della povertà nei Paesi dell'Unione Europea (EU 12) nel 1993<sup>1</sup>*

| Paese              | Linee di povertà<br>(in PPA) <sup>2</sup> | Diffusione della povertà (%) |           |                   |
|--------------------|---|------------------------------|-----------|-------------------|
|                    |   | Famiglia                     | Individui | Giovani < 16 anni |
| Belgio             | 540                                       | 13                           | 13        | 15                |
| Danimarca          | 527                                       | 9                            | 6         | 5                 |
| Germania           | 562                                       | 13                           | 11        | 13                |
| Grecia             | 325                                       | 24                           | 22        | 19                |
| Spagna             | 377                                       | 19                           | 20        | 25                |
| Francia            | 516                                       | 16                           | 14        | 12                |
| Irlanda            | 403                                       | 21                           | 21        | 28                |
| Italia             | 411 <sup>3</sup>                          | 18                           | 20        | 24                |
| Lussemburgo        | 990                                       | 14                           | 15        | 23                |
| Olanda             | 516                                       | 14                           | 13        | 16                |
| Portogallo         | 311                                       | 29                           | 26        | 27                |
| Inghilterra        | 541                                       | 23                           | 22        | 32                |
| EU 12              | 489                                       | 17                           | 15        | 20                |
| EU 12: valori ass. | -   | 22.825                       | 57.462    | 13.292            |

<sup>1</sup> Fonte: Eurostat (1997). Elaborazioni basate sull'ECHP, prima onda, 1994.

<sup>2</sup> La linea di povertà è posta al 50% della media del reddito disponibile netto mensile *pro-capite* reso equivalente. La scala di equivalenza è 1 per il primo adulto, 0,5 per ogni ulteriore adulto e 0,3 per ogni giovane con età inferiore ai 14 anni.

<sup>3</sup> In lire italiane, ciò corrisponde a una linea di povertà pari a Lit. 667.600.

Tab. 3: *Indicatori della povertà in Italia nel 1989-1993: indagine della Banca d'Italia; popolazione e campione panel*

|                                   | Dimensione campionaria (in migliaia) | Linea di povertà <sup>1</sup> (in migliaia di lire correnti annue) | Diffusione della povertà (%) | Intensità della povertà (%) | Indice <i>FGT(2)</i> (‰) |
|-----------------------------------|--------------------------------------|--|------------------------------|-----------------------------|--------------------------|
| <i>Popolazione</i>                |                                      |  |                              |                             |                          |
| 1989                              | 8.274                                | 12.035   | 12,0                         | 23,7                        | 12,5                     |
| 1991                              | 8.188                                | 13.587   | 13,0                         | 24,5                        | 13,4                     |
| 1993                              | 8.089                                | 14.911   | 18,4                         | 32,2                        | 31,0                     |
| <i>Campione panel<sup>2</sup></i> |                                      |  |                              |                             |                          |
| 1989                              | 2.187                                | 12.035   | 15,3                         | 24,6                        | 15,0                     |
| 1991                              | 4.607                                | 13.587   | 14,7                         | 23,5                        | 13,1                     |
| 1993                              | 3.470                                | 14.911   | 16,8                         | 30,3                        | 25,6                     |

<sup>1</sup> Per il 1989 la linea di povertà, riferita a una famiglia di due componenti, è posta pari alla mediana del reddito disponibile netto annuo *pro-capite* (la scala di equivalenza utilizzata è quella di De Santis, 1996). Per il 1991 e il 1993, essa è aggiornata utilizzando l'indice dei prezzi al consumo per famiglie di operai e impiegati.

<sup>2</sup> Il campione di famiglie *panel* nei vari anni comprende 1.050 famiglie che permangono in tutte e tre le occasioni, 1.137 famiglie presenti soltanto nelle prime due occasioni e 2.420 famiglie presenti soltanto sulle ultime due occasioni.

Tab. 4: *Matrici di transizione dalla/nella povertà: 1989-1993*  
 (unità di analisi: famiglie; probabilità di transizione (%) in corsivo)

4.1 *Panel 1989-91*

| Origine: 1989 | Destinazione: 1991 |              |        |
|---------------|--------------------|--------------|--------|
|               | Povere             | Non povere   | Totale |
| Povere        | 203 (60,6)         | 132 (39,4)   | 335    |
| Non povere    | 105 ( 5,7)         | 1.747 (94,3) | 1.852  |
| Totale        | 308                | 1.879        | 2.187  |

4.2 *Panel 1991-93*

| Origine: 1991 | Destinazione: 1993 |              |        |
|---------------|--------------------|--------------|--------|
|               | Povere             | Non povere   | Totale |
| Povere        | 310 (62,7)         | 184 (37,3)   | 494    |
| Non povere    | 274 ( 9,2)         | 2.702 (90,8) | 2.976  |
| Totale        | 584                | 2.886        | 3.470  |

4.3 *Panel sulle tre occasioni: flussi nel biennio 1989-91*

| Origine: 1989 | Destinazione: 1991 |            |        |
|---------------|--------------------|------------|--------|
|               | Povere             | Non povere | Totale |
| Povere        | 82 (55,4)          | 66 (44,6)  | 148    |
| Non povere    | 45 ( 5,0)          | 857 (95,0) | 902    |
| Totale        | 127                | 923        | 1.050  |

4.4 *Panel sulle tre occasioni: flussi nel biennio 1991-93*

| Origine: 1991 | Destinazione: 1993 |            |        |
|---------------|--------------------|------------|--------|
|               | Povere             | Non povere | Totale |
| Povere        | 76 (59,8)          | 51 (40,2)  | 127    |
| Non povere    | 78 ( 8,4)          | 845 (91,6) | 923    |
| Totale        | 154                | 896        | 1.050  |

4.5 *Panel sulle tre occasioni: flussi nel periodo 1989-93*

| Origine: 1989 | Destinazione: 1991 |            |        |
|---------------|--------------------|------------|--------|
|               | Povere             | Non povere | Totale |
| Povere        | 75 (50,7)          | 73 (49,3)  | 148    |
| Non povere    | 79 ( 8,8)          | 823 (91,2) | 902    |
| Totale        | 154                | 896        | 1.050  |



Tab. 5: *Verifiche di alcuni 'pattern' di stabilità delle matrici di transizione dalla/nella povertà, 1989-93* (unità di analisi: famiglie)

| Ipotesi sottoposta a verifica                          | Campioni <i>panel</i> coinvolti (dimensione campionaria)                        | Test utilizzato <sup>1</sup>              | Esito ( <i>p-value</i> ) |
|--|---|---|--------------------------|
| (1) Uguaglianza fra i <i>panel</i> a due e a tre onde: |   |   |                          |
| (1a) 1989-91   | <i>Panel</i> a tre onde (1.050) vs. <i>panel</i> a due onde (1.137)             | TRV                                       | H <sub>0</sub> (0,09)    |
| (1b) 1991-93   | <i>Panel</i> a tre onde (1.050) vs. <i>panel</i> a due onde (2.420)             | TRV                                       | H <sub>0</sub> (0,43)    |
| (2) Uguaglianza fra i bienni 1989-91 e 1991-93:        |   |   |                          |
| (2a) su due <i>panel</i> indipendenti                  | <i>Panel</i> a due onde 89-91 (1.137) vs. <i>panel</i> a due onde 91-93 (2.420) | TRV                                       | H <sub>1</sub> (0,03)    |
| (2b) su <i>panel</i> a tre onde                        | <i>Panel</i> 89-91-93 (1.050)   | test di permutazione                      | H <sub>1</sub> (0,04)    |
| (2c) su <i>panel</i> biennali aggregati                | <i>Panel</i> 89-91 (2.187) vs. <i>panel</i> 91-93 (3.470)                       | TRV, combinazione dei due test precedenti | H <sub>1</sub> (0,01)    |
| (3) Markovianità del processo 1989-91-93               | <i>Panel</i> 89-91-93 (1.050)   | test di adattamento $\chi^2$ di Pearson   | H <sub>1</sub> (0,00)    |

<sup>1</sup> TRV: test del rapporto di verosimiglianza.

Il test di permutazione utilizzato è quello proposto da Pesarin e Pallini (1995), adattato a variabili categoriali.

Tab. 6: *Stime finali dei parametri del modello logit per le uscite dallo stato di povertà, 1989-91 e 1991-93*

| Variabili                | Modello per le transizioni<br>1989-91 (N=335) |                | Modello per le transizioni<br>1991-93 (N=494) |                |
|--------------------------|---|----------------|---|----------------|
|                          | Coefficienti                                  | <i>P-value</i> | Coefficienti                                  | <i>P-value</i> |
| INT                      | 2,5802  | 0,0010         | 1,5511  | 0,0139         |
| REDREL                   | -2,0875                                       | 0,0073         | -3,5178                                       | 0,0001         |
| SUD                      | -0,7912                                       | 0,0211         | -   | -              |
| AMP                      | -0,6460                                       | 0,0324         | -0,4368                                       | 0,0425         |
| NCOMP2                   | -0,8710                                       | 0,2161         | -0,9669                                       | 0,1162         |
| NCOMP3                   | -0,9544                                       | 0,1904         | -1,2233                                       | 0,0532         |
| NCOMP4                   | -1,2927                                       | 0,0700         | 1,2399  | 0,0538         |
| NCOMPSUP                 | -2,4375                                       | 0,0009         | -1,7230                                       | 0,0089         |
| NPERC2                   | 1,2545  | 0,0010         | -   | -              |
| NPERCSUP                 | -1,8518                                       | 0,2381         | -   | -              |
| DONNA                    | -   | -              | -0,9128                                       | 0,1626         |
| SINGLE                   | -   | -              | 0,7569  | 0,2312         |
| ETA40                    | 0,8352  | 0,0317         | -   | -              |
| STUD                     | -1,5252                                       | 0,0050         | -   | -              |
| LAVIND                   | 2,3324  | 0,0001         | -1,0205                                       | 0,0148         |
| INATC                    | -0,8120                                       | 0,0562         | -   | -              |
| CONIND                   | -   | -              | 1,3748  | 0,1616         |
| AUMCOMP                  | -1,7243                                       | 0,0114         | -0,9864                                       | 0,0769         |
| DIMCOMP                  | 1,7510  | 0,0012         | 0,8550  | 0,0106         |
| AUMPERC                  | 2,6633  | 0,0001         | 1,5129  | 0,0001         |
| OCC_NOCC                 | -   | -              | -1,7578                                       | 0,0001         |
| NOCC_OCC                 | 2,3425  | 0,0227         | -   | -              |
| Log-verosimi-<br>glianza | -145,069                                      |                | -269,123                                      |                |

Tab.7: *Stime finali dei parametri del modello logit per le entrate nello stato di povertà, 1989-91 e 1991-93*

| Variabili                | Modello per le transizioni<br>1989/91 (N=1.852) |                | Modello per le transizioni<br>1991/93 (N=2.976) |                |
|--------------------------|---|----------------|---|----------------|
|                          | Coefficienti                                    | <i>P-value</i> | Coefficienti                                    | <i>P-value</i> |
| INT                      | -2,5244   | 0,0011         | -2,9620   | 0,0001         |
| REDREL                   | -3,4883   | 0,0001         | -1,6480   | 0,0001         |
| SUD                      | 0,6019  | 0,0180         | 0,7817  | 0,0001         |
| NCOMP2                   | 1,1806  | 0,0678         | 0,7169  | 0,0357         |
| NCOMP3                   | 1,3039  | 0,0680         | 0,8754  | 0,0207         |
| NCOMP4                   | 1,8089  | 0,0129         | 1,1545  | 0,0046         |
| NCOMP5                   | 2,0505  | 0,0086         | 1,7411  | 0,0001         |
| NPERC2                   | -1,2416   | 0,0003         | -0,7789   | 0,0003         |
| NPERCSUP                 | 1,2077  | 0,0412         | -1,8465   | 0,0001         |
| DONNA                    | 0,5855  | 0,1806         | -   | -              |
| SINGLE                   | -   | -              | 1,2294  | 0,0010         |
| ETA40                    | -0,4512   | 0,1356         | -   | -              |
| STUD                     | -   | -              | -0,5619   | 0,0061         |
| INAT                     | 0,7078  | 0,0736         | 0,3137  | 0,1765         |
| LAVIND                   | 0,4894  | 0,1392         | 1,6022  | 0,0001         |
| INATC                    | -   | -              | 0,5592  | 0,0754         |
| CONIND                   | -   | -              | 0,6374  | 0,0847         |
| AUMCOMP                  | 2,3794  | 0,0001         | 1,1663  | 0,0001         |
| DIMCOMP                  | -1,0943   | 0,0285         | -0,5297   | 0,0539         |
| AUMPERC                  | -3,1871   | 0,0001         | -1,1842   | 0,0001         |
| DIMPERC                  | 2,4580  | 0,0001         | 1,4560  | 0,0001         |
| SIN_CON                  | -   | -              | -2,3169   | 0,0798         |
| CON_SIN                  | -   | -              | 0,8034  | 0,0664         |
| OCC_NOCC                 | 1,3246  | 0,0098         | 1,1193  | 0,0001         |
| COC_CNOC                 | -   | -              | 1,2865  | 0,0021         |
| Log-verosimi-<br>glianza | -249,561  |                | -652,341  |                |

Tab.8: *Stime finali dei parametri del modello logit per le entrate nello stato di povertà: panel a tre onde (N=923), transizioni 1991-93*

| Variabili           | Coefficienti | P-value  |
|---------------------|--------------|----------|
| INT                 | -3,6277      | 0,0001   |
| REDREL              | -1,0718      | 0,0001   |
| COND89              | 1,1043       | 0,0033   |
| SUD                 | 0,5517       | 0,0570   |
| NCOMP2              | 1,4479       | 0,0242   |
| NCOMP3              | 1,3688       | 0,0534   |
| NCOMP4              | 1,9409       | 0,0107   |
| NCOMPSUP            | 2,4461       | 0,0026   |
| NPERC2              | -1,3120      | 0,0004   |
| NPERCSUP            | -2,6576      | 0,0001   |
| DONNA               | 0,6750       | 0,1329   |
| STUD                | -1,0181      | 0,0117   |
| INAT                | 0,8430       | 0,0629   |
| LAVIND              | 1,4553       | 0,0002   |
| CONIND              | 1,3321       | 0,0141   |
| AUMCOMP             | 1,8838       | 0,0003   |
| AUMPERC             | -1,0924      | 0,0135   |
| DIMPERC             | 1,6160       | 0,0002   |
| OCC NOCC            | 1,2543       | 0,0116   |
| Log-verosimiglianza |              | -184,605 |

Appendice: *Variabili incluse nelle specificazioni iniziali dei modelli logit per le uscite dallo/entrate nello stato di povertà*

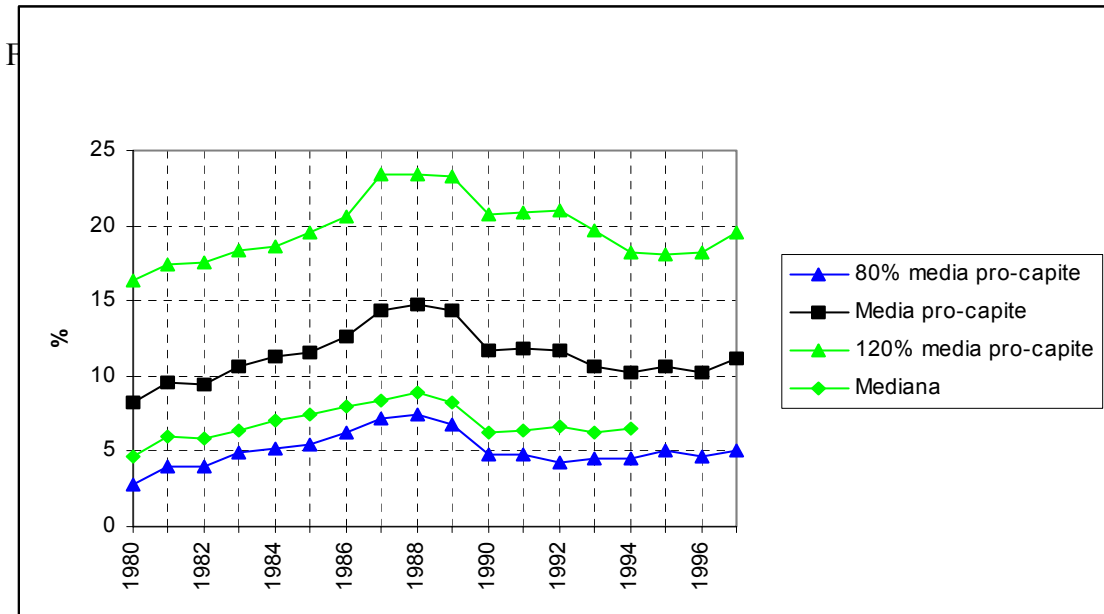
| Nome  | Descrizione della variabile  |
|---|--|
| <i>INT</i>  | Intercetta   |
| <b><i>Variabili riferite alla famiglia</i></b>                |  |
| REDREL  | reddito relativo = valore assoluto della differenza tra reddito familiare e linea di povertà, rapporto alla linea stessa |
| COND89  | <i>Dummy</i> =1 se la famiglia è povera nel 1989   |
| SUD   | <i>Dummy</i> =1 se la famiglia risiede al Sud  |
| AMP   | <i>Dummy</i> =1 se l'ampiezza del comune di residenza supera i 40.000 abitanti   |
| NCOMP2 <sup>1</sup>   | <i>Dummy</i> =1 se il numero di componenti è pari a 2  |
| NCOMP3 <sup>1</sup>   | <i>Dummy</i> =1 se il numero di componenti è pari a 3  |
| NCOMP4 <sup>1</sup>   | <i>Dummy</i> =1 se il numero di componenti è pari a 4  |
| NCOMPSUP <sup>1</sup>   | <i>Dummy</i> =1 se il numero di componenti è > 4   |
| NPERC2 <sup>2</sup>   | <i>Dummy</i> =1 se il numero di percettori è pari a 2  |
| NPERCSUP <sup>2</sup>   | <i>Dummy</i> =1 se il numero di percettori è superiore a 2   |
| <b><i>Variabili riferite al capofamiglia e al coniuge</i></b> |  |
| DONNA   | <i>Dummy</i> =1 se il capofamiglia è donna   |
| SINGLE  | <i>Dummy</i> =1 se il capofamiglia è <i>single</i>   |
| ETA40   | <i>Dummy</i> =1 se l'età del capofamiglia è superiore a 40 anni  |
| STUD  | <i>Dummy</i> =1 se il titolo di studio del capofamiglia non supera la licenza media                                      |
| INAT  | <i>Dummy</i> =1 se il capofamiglia è inattivo  |
| LAVIND  | <i>Dummy</i> =1 se il capofamiglia è lavoratore indep.   |
| INATC   | <i>Dummy</i> =1 se il coniuge è inattivo   |
| CONIND  | <i>Dummy</i> =1 se il coniuge è lavoratore indipendente  |
| <b><i>Variabili dinamiche<sup>3</sup></i></b>                 |  |
| VCAPOF  | <i>Dummy</i> =1 se è variata la persona del capofamiglia   |
| AUMCOMP   | <i>Dummy</i> =1 se è aumentato il numero di componenti (ncomp91>ncomp89)   |
| DIMCOMP   | <i>Dummy</i> =1 se è diminuito il numero di componenti (ncomp91<ncomp89)   |
| AUMPERC   | <i>Dummy</i> =1 se è aumentato il numero di percettori (nperc91>nperc89)   |
| DIMPERC   | <i>Dummy</i> =1 se è diminuito il numero di percettori (nperc91<nperc89)   |
| SIN_CON   | <i>Dummy</i> =1 se il capofamiglia è passato da <i>single</i> a coniugato  |
| CON_SIN   | <i>Dummy</i> =1 se il capofamiglia è passato da coniugato a <i>single</i>  |
| OCC_NOCC  | <i>Dummy</i> =1 se il capofamiglia è passato da occupato a non occupato  |
| NOCC_OCC  | <i>Dummy</i> =1 se il capofamiglia è passato da non occupato a occupato  |
| COC_CNOC  | <i>Dummy</i> =1 se il coniuge è passato da occupato a non occupato   |
| CNOC_COC  | <i>Dummy</i> =1 se il coniuge è passato da non occupato a occupato   |
| DIP_IND   | <i>Dummy</i> =1 se il capofamiglia è passato da lavoratore dipendente a lavoratore indipendente                          |

|          |   |
|----------|---|
| IND_DIP  | <i>Dummy</i> =1 se il capofamiglia è passato da lavoratore indipendente a lavoratore dipendente |
| CDI_CIND | <i>Dummy</i> =1 se il coniuge è passato da lavoratore dipendente a lavoratore indipendente      |
| CIND_CDI | <i>Dummy</i> =1 se il coniuge è passato da lavoratore indipendente a lavoratore dipendente      |

<sup>1</sup> La modalità di riferimento è 1 componente.

<sup>2</sup> La modalità di riferimento è 1 percettore.

<sup>3</sup> La modalità presa di riferimento è: nessuna variazione nel biennio.



## NOTE

\* Il precedente di questo lavoro è in una relazione che ho tenuto alla XXXIX Riunione della Società Italiana di Statistica (Sorrento, 15-17 aprile 1998). Rispetto al testo finale di quella relazione (Trivellato, 1998), questo lavoro si distingue per diversi aspetti: è tralasciata la discussione di strategie di misura della povertà che non si collocano nello spazio delle risorse economiche e/o non fanno perno sulla nozione di povertà relativa; i dati sulla diffusione e l'intensità della povertà in Italia sono aggiornati al 1997; soprattutto, vi è la significativa aggiunta della parte dedicata all'analisi dinamica. Un'importante sollecitazione a riflettere sulle tematiche mi è venuta dal far parte, dal 1994, della Commissione di indagine sulla povertà e sull'emarginazione. L'attività di ricerca confluita in questo lavoro è stata svolta nell'ambito del programma "Lavoro e disoccupazione: questioni di misura e di analisi", cofinanziato dal MURST. Ringrazio A. Brandolini, G. Carbonaro, G. De Santis, G. Ghellini, E. Giovannini, E. Rettore e O. Vitali per commenti su una versione preliminare.

(1) In Italia, recentemente questa preoccupazione si è fatta via via più netta col procedere della riflessione sul ridisegno del *welfare*, scandita dalla proposta di un istituto di garanzia di reddito minimo da parte della Commissione di indagine sulla povertà e sull'emarginazione (1995) e dalle indicazioni della cosiddetta 'Commissione Onofri' (Commissione per l'analisi delle compatibilità macroeconomiche delle politiche sociali, 1997). Ad oggi, il ridisegno del *welfare* si è concretato in una disposizione della legge finanziaria del 1997, che introduce in via sperimentale - per un biennio e limitatamente a un ristretto insieme di aree territoriali - l'istituto del reddito minimo di inserimento.

(2) La scala di equivalenza utilizzata dall'Eurostat è presentata, insieme con altre, nella successiva sez. 2.2, al punto (b).

(3) Concordo con l'opinione che sia questa - la famiglia composta da un singolo adulto - la famiglia da assumere come riferimento (per persuasivi richiami al riguardo, vedi Bottiroli Civardi e Chiappero Martinetti, 1997).

(4) L'indicazione va presa *cum granu salis*, in senso relativo. Va da sé che anche la dimensione della famiglia risente di scelte e stili di vita, perlomeno dei componenti adulti. Non vi sono, dunque, due spazi rigidamente contrapposti: quello dei vincoli e quello delle scelte e degli stili di vita. Ma lungo l'asse che collega i due estremi, pare a me evidente che alcuni attributi - quali la dimensione e la struttura della famiglia - siano più prossimi al primo e altri - quali la condizione lavorativa e professionale - al secondo.

(5) E' banale osservare che esse coinciderebbero soltanto nel caso limite di una scala di equivalenza che, per famiglie di una e due persone, avesse pesi pari rispettivamente a 1 e 2.

(6) Nell'economia di questo scritto trascuro un importante tema, che naturalmente si innesta a questo punto: quello dell'"aggregazione", della costruzione di indici di povertà. Gli indici di diffusione e di intensità della povertà correntemente usati,  $H$  e  $P$ , sono infatti notoriamente insoddisfacenti, tra l'altro perché non rispettano il principio del trasferimento di Pigou-Dalton, il quale richiede che un indice si riduca quando vi è una redistribuzione da una persona più ricca ad una più povera senza che ne risulti alterata la graduatoria. Sull'argomento vi è una vastissima letteratura, che si è venuta sviluppando a partire dal contributo di Sen (1976). Nell'ambito dei due approcci alla misura aggregata della povertà che si sono consolidati nell'ultimo ventennio, quello assiomatico riconducibile a Sen e quello etico compiutamente svolto da Atkinson (per un'utile rassegna, vedi Atkinson (1987), gli indici abitualmente usati in Italia sono rispettivamente:



- (a) l'indice  $FGT(2)$ , un indice della classe degli indici di Foster, Greer e Thorbecke  $FGT(a)$ , dove  $a (\geq 0)$  è interpretabile come un parametro di avversione alla povertà (classe che comprende come interessanti casi particolari anche  $FGT(0)=H$  e  $FGT(1)=HP$ ). L'indice  $FGT(2)$  è un indice di gravità della povertà, risente cioè della distribuzione del reddito tra i poveri, che soddisfa sia al principio del trasferimento di Pigou-Dalton sia alla proprietà di scomponibilità additiva (esso è utilizzato, tra gli altri, da De Santis, 1996, e Bottiroli Civardi e Chiappero Martinetti (1997);
- (b) l'indice etico di povertà di Rizzi e Rossi (1990), correntemente utilizzato per l'analisi della povertà nei rapporti CNEL.

(c)  
<sup>(7)</sup> Un'eccezione è Pattarin (1996), il cui contributo è tuttavia inficiato da un banale, quanto essenziale errore nell'aggiornamento dinamico della soglia di povertà.

<sup>(8)</sup> Per un verso, nel contesto di misure relative di povertà può essere naturale aggiornare correntemente la soglia, che varia quindi con la stessa velocità del parametro di riferimento, e risulta quindi pienamente relativa in senso dinamico. Di ciò va evidentemente tenuto conto in sede di interpretazione dei risultati, e non vi è di che sorprendersi se la diffusione della povertà, così intesa, ha un andamento prociclico.

All'opposto, si può analizzare l'evoluzione della povertà mantenendo invariata la soglia (comunque definita per l'anno assunto come base), fatto salvo il suo aggiustamento nominale in funzione dell'inflazione: in tal caso, si adotta una nozione assoluta in senso dinamico. In particolare, tale approccio si giustifica quando si sia interessati a cogliere gli effetti di variazioni nel livello dei prezzi, distinguendoli da quelli nel livello del reddito (o del consumo) in termini reali. Per procedere in tal senso, occorre appunto rivalutare la soglia di povertà dell'anno base con un indice dei prezzi. Il profilo dinamico della diffusione della povertà che ne risulta va ovviamente interpretato avendo come standard in termini reali quello dell'anno base. E' questa la scelta operata per le analisi empiriche che presento nel seguito, scelta che reputo ragionevole per un'analisi della dinamica nel breve periodo (per rilievi critici a questo approccio vedi comunque, tra gli altri, De Santis, 1996, pp. 34-35 e Rossi, 1996, pp. 158-161).

<sup>(9)</sup> La scala è definita rispetto al solo numero dei componenti, poggia sul metodo di Engel ed è contraddistinta da un'elasticità dei consumi rispetto alla numerosità familiare pari all'80%. Essa implica, quindi, economie di scala piuttosto modeste.

<sup>(10)</sup> In tal caso, essendo in presenza di osservazioni ripetute sulle stesse famiglie, ho utilizzato il test di permutazione di Pesarin e Pallini (1995), adattato a variabili categoriali.

<sup>(11)</sup> Naturalmente, la variabile sulla condizione di povertà/non povertà nel 1989, COND89, è inclusa soltanto nel modello sui flussi 1991-93 per il *panel* a tre onde, per catturare l'eventuale dipendenza dallo stato.

<sup>(12)</sup> Per un diverso modo di procedere, vedi Schulte Nordholt (1997), che condiziona l'analisi all'uscita dallo stato di povertà e misura il grado di concordanza fra una variabile di *background* nell'ultimo anno di un episodio di povertà e la stessa variabile nell'anno successivo, contrassegnato appunto dall'uscita dalla povertà, per il tramite della statistica  $\kappa$  di Cohen.

## RIFERIMENTI BIBLIOGRAFICI

- Atella V. *et al.* (1997a), “Stima delle scale di equivalenza utilizzando i bilanci familiari Istat 1985-1994”, rapporto alla Commissione di indagine sulla povertà e sull'emarginazione, Roma, CEIS, Università di Roma 'Tor Vergata' (mimeo).
- Atkinson A.B. (1987), “On the measurement of poverty”, *Econometrica*, 55, pp. 749-764.
- Atkinson A.B. (1996), “Promise and performance: why we need an official Poverty Report”, in P. Bakker (ed.), *Living as equals*, Oxford, Oxford University Press.
- Bane M.J., D. Ellwood (1986), “Slipping into and out of poverty: the dynamics of spells”, *Journal of Human Resources*, 21, pp. 1-23.
- Bleuer S.R., M.S. Kovacevic (1997), “Some Issues in the estimation of income dynamics”, paper presented at the IASS/IAOS Satellite Meeting on Longitudinal Studies, Jerusalem, August 27-31, 1997 (mimeo).
- Blundell R., I. Preston (1994), “Income or consumption in the measurement of inequality and poverty?”, Institute for Fiscal Studies, London (mimeo).
- Bottiroli Civardi M., E. Chiappero Martinetti (1997), “Strutture familiari e benessere: quali fattori influenzano maggiormente il tenore di vita delle famiglie italiane?”, lavoro presentato al Convegno Banca d'Italia-CIDE *Ricerche quantitative per la politica economica. 1997*, Perugia, 6-8 novembre 1997 (mimeo).
- Brandolini A. (1998), “The personal distribution of incomes in post-war Italy: source description, data quality, and the time pattern of income inequality”, Roma, Bank of Italy (mimeo).
- Brandolini A., L. Cannari (1995), “The Bank of Italy survey on household income and wealth”, in A. Ando, L. Guiso and I. Visco (eds.), *Saving and the accumulation of wealth*, New York, Cambridge University Press.
- Brandolini A., G. D'Alessio (1998), “Mesures of well-being in the functionings space”, Roma, Bank of Italy (mimeo; preliminary and restricted).
- Burkhauser R.V., T.M. Smeeding, J. Merz (1996), “Relative inequality and poverty in Germany and the United States using alternative equivalence scales”, *The Review of Income and Wealth*, 42, pp. 381-400.
- Cannari L., D. Franco (1997), *La povertà tra i minorenni in Italia: dimensioni, caratteristiche, politiche*, Serie 'Temi di discussione' n. 294, Roma, Banca d'Italia.
- Carbonaro G. (1985), “Nota sulle scale di equivalenza”, in Commissione di indagine sulla povertà e sull'emarginazione, *La povertà in Italia*, Roma, Istituto Poligrafico e Zecca dello Stato.
- Carbonaro G. (1986), “La distribuzione del reddito e della ricchezza: problemi di misura, dinamica delle disuguaglianze, effetti delle politiche sociali”, in SIS, *Atti della XXVIII Riunione Scientifica*, Bari, Cacucci Editore, vol. 1, pp. 29-52.
- Commissione di indagine sulla povertà e sull'emarginazione (1995), *Verso una politica di lotta alla povertà. L'assegno per i figli e il minimo vitale*, Roma, Istituto Poligrafico e Zecca dello Stato.
- Commissione di indagine sulla povertà e sull'emarginazione (1996), *La povertà in Italia 1980-1994*, Roma, Istituto Poligrafico e Zecca dello Stato.
- Commissione di indagine sulla povertà e sull'emarginazione (1998), *La povertà in Italia 1997*, Roma, Presidenza del Consiglio dei Ministri, Dipartimento degli Affari Sociali.
- Commissione per l'analisi delle compatibilità macroeconomiche delle politiche sociali (1997), *Relazione finale*, Roma, 28 febbraio 1997 (mimeo).
- Cowell F.A., M.-P. Victoria-Feser (1996), “Poverty measurement with contaminated data:

- a robust approach”, *European Economic Review*, 40, pp. 1761-1771.
- Cox D.R. (1997), “The current position of statistics: a personal view”, *International Statistical review*, 65 (3), pp. 261-290 [with discussion].
- Dagum C., M. Zenga (eds.) (1990), *Income and wealth distribution, inequality and poverty*, Berlin, Springer Verlag.
- De Santis G. (1996), *La misura della povertà in Italia. Scale di equivalenza e aspetti demografici*, Roma, Istituto Poligrafico e Zecca dello Stato.
- De Santis G. (1997), *Demografia ed economia*, Bologna, Il Mulino.
- Duncan G.J. et al. (1993), “Poverty dynamics in eight countries”, *Journal of Population Economics*, 6, pp. 215-234.
- Duncan G.J., W. Rodgers (1991), “Has children’s poverty become more persistent?”, *American Sociological Review*, 56, pp. 538-550.
- Eurostat (1997), “Income distribution and poverty in EU12 – 1993”, *Statistics in Focus. Population and social conditions*, 6.
- Fisher F.M. (1987), “Household equivalence scales and interpersonal comparisons”, *Review of Economic Studies*, 54, pp. 519-524.
- Friedman M. (1957), *A theory of the consumption function*, Princeton, N.J., Princeton University Press.
- Ghellini G., U. Trivellato (1996), “Indagini panel sul comportamento socio-economico di individui e famiglie: una selezionata rassegna di problemi ed esperienze”, in C. Quintano (a cura di), *Scritti di statistica economica 2*, Napoli, Rocco Curto ed..
- Hills J. (1998), “Does income mobility mean that we do not need to worry about poverty?”, in A.B. Atkinson e J. Hills (eds.), *Exclusion, employment and opportunity*, CASE paper 4, London, Center for Analysis of Social Exclusion, London School of Economics
- Hourriez J-M., B. Legris (1998), “The monetary approach to poverty”, paper presented at the High Level Think Tank on Poverty Statistics, Stockholm, 20-21 January 1998 (mimeo).
- Istat (1998), *Rapporto annuale. La situazione del Paese nel 1997*, Roma, Istituto Poligrafico e Zecca dello Stato.
- Jarvis S., S. Jenkins (1997), “Low income dynamics in 1990s Britain”, *Fiscal Studies*, 18, pp. 123-142.
- Lemmi A., N. Pannuzi (1995), “Fattori demografici della povertà”, In SIS, *Continuità e discontinuità nei processi demografici*, Catanzaro, Rubbetino, pp. 211-228.
- Patrizii V., N. Rossi (1991), *Preferenze, prezzi relativi e redistribuzione*, Bologna, Il Mulino.
- Pattarin F. (1996), “Povertà e rischio di impoverimento in Italia tra il 1989 e il 1993”, *Assistenza Sociale*, n. 2, pp. 93-102.
- Pesarin F., A. Pallini (1995), *Lecture notes on resampling techniques for testing non-parametric hypotheses*, Padova, Cleup.
- Ravallion M. (1992), *Poverty comparisons. A guide to concepts and methods*, LSMS Working Paper No. 88, Washington, D.C., The World Bank.
- Rizzi D., N. Rossi (1990), “Benessere, disuguaglianza e povertà nell’Italia del ‘secondo miracolo economico’”, *Politica Economica*, 6 (1), pp. 77-96.
- Rodgers J.R., J.L. Rodgers (1993), “Chronic poverty in the United States”, *Journal of Human Resources*, 28, pp. 25-54.
- Rossi N. (a cura di) (1996), *Competizione e giustizia sociale 1994-1995. Terzo rapporto CNEL sulla distribuzione e redistribuzione del reddito in Italia*, Bologna, Il

- Mulino.
- Rossi N. (a cura di) (1998), *Il lavoro e la 'sovranità sociale'. Quarto rapporto CNEL sulla distribuzione e redistribuzione del reddito in Italia, 1996-1997*, Roma, CNEL (mimeo).
- Ruggles P. (1990), *Drawing the line. Alternative poverty measures and their implications for public policy*, Washington, D.C., The Urban Institute Press.
- Ruggles P., R. Williams (1989), "Longitudinal measures of poverty: accounting for income and assets over time", *The Review of Income and Wealth*, 35, pp. 225-244.
- Sen A.K. (1976), "Poverty: an ordinal approach to measurement", *Econometrica*, 44, pp. 219-231.
- Sen A.K. (1997), *On economic inequality*. Expanded edition with a substantial annexe by J. E. Foster and A. K. Sen, Oxford, Clarendon Press.
- Sgritta G.B., G. Innocenzi (1996), "La povertà", in M. Paci (a cura di), *Le dimensioni della disuguaglianza*, Bologna, Il Mulino.
- Schulte Nordholt E.S. (1997), "The causes of moving out of poverty", CBS-Statistics Netherlands, Voorborg (mimeo.).
- Stevens A.H. (1994), "The dynamics of poverty spells: updating Bane ad Ellwood", *American Economic Review Papers & Proceedings*, 84 (2), pp. 34-37.
- Stevens A.H. (1995), "Climbing out of poverty and falling back in: measuring the persistence of poverty over multiple spells", NBER Working Paper 5390, Cambridge (Mass.), NBER.
- Trivellato U. (1998), "Sul monitoraggio della povertà: progressi e questioni aperte", in Società Italiana di Statistica, *Atti della XXXIX Riunione Scientifica*, Sorrento, 14-17 aprile 1998 (in corso di pubblicazione).
- Trivellato U., L. Nicodemo (1998), "La dimensione longitudinale nelle indagini della Banca d'Italia (1989-1995): un'esplorazione sui tratti di selezione dei *panel*", Padova, Università di Padova, Dipartimento di Scienze Statistiche (mimeo; in preparazione).
- Verma V. (1998), "Robustness and comparability in income distribution statistics", paper presented at the High Level Think Tank on Poverty Statistics, Stockholm, 20-21 January 1998 (mimeo).
- de Vos K., X. Li (1997), "Equivalence scale sensitivity of poverty statistics for the member states of the European Union", *The Review of Income and Wealth*, 43, pp. 319-333.

## RIASSUNTO

### *Il monitoraggio della povertà e della sua dinamica: questioni di misura e evidenze empiriche*

Il lavoro svolge una rassegna di questioni di misura della povertà, quali si pongono nei Paesi sviluppati e segnatamente in Italia, e presenta evidenze empiriche sul livello e la dinamica della povertà nel nostro Paese a partire dagli anni '80. Esso si articola in due parti. Nella prima parte (sez. 2), l'attenzione è portata su recenti avanzamenti nel monitoraggio corrente della povertà in Italia, che fanno perno sulla nozione di povertà relativa. Si discutono quindi selezionate questioni di misura, riguardanti nell'ordine: (i) l'impiego, quale variabile di riferimento, del reddito o del consumo; (b) la scelta della scala di equivalenza; (iii) l'utilizzazione o meno della scala nel determinare la linea di povertà; (iv) la scelta dell'indice di posizione al quale ancorare la linea di povertà. Nella seconda

parte (sez. 3), si guarda alle opportunità di analisi della dinamica della povertà consentite dalla disponibilità di dati longitudinali. Previ scarni riferimenti agli approcci metodologici al tema, si presentano prime analisi empiriche della dinamica della povertà in Italia nel periodo 1989-1993, basate sulla dimensione longitudinale dell'indagine della Banca d'Italia sui bilanci delle famiglie.

## SUMMARY

### *Monitoring poverty and its dynamics: measurement issues and empirical evidence*

The paper presents a broad overview of issues on the measurement of poverty in developed countries, and chiefly in Italy, as well empirical evidence on the trends and the dynamics of poverty in Italy in the period 1980-97. In section 2 recent advances in monitoring poverty in Italy, largely inspired by the International Standard of Poverty Line, are outlined. Some selected measurement issues are then discussed, *i.e.*: (i) income or consumption as the reference variable; (ii) equivalence scales; (iii) using the scale for setting the poverty line; (iv) choice of the location measure to anchor the line. In section 3, the attention is shifted to the analysis of poverty dynamics. After a cursory review of the main methodological approaches, the focus is on empirical analyses on the dynamics of poverty in Italy, 1989-1993, carried out on panel data from the Bank of Italy Survey on Savings and Income.

### Working Papers già pubblicati

1. E. Battistin, A. Gavosto e E. Rettore, *Why do subsidized firms survive longer? An evaluation of a program promoting youth entrepreneurship in Italy*, Agosto 1998.
2. N. Rosati, E. Rettore e G. Masarotto, *A lower bound on asymptotic variance of repeated cross-sections estimators in fixed-effects models*, Agosto 1998.
3. U. Trivellato, *Il monitoraggio della povertà e della sua dinamica: questioni di misura e evidenze empiriche*, Settembre 1998.