

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

**Occupazione e condizioni di vita
su uno pseudo panel italiano:
primi risultati, avanzamenti
e proposte metodologiche**

Gianni Betti*, Bruno Cheli**, Achille Lemmi*

* *Dip. di Metodi Quantitativi, Univ. di Siena*

** *Dip. Di Statistica e Matematica Applicata
all'Economia, Univ. di Pisa*

Working Paper n. 17

ottobre 1999

Unità locali del progetto:

Dip. di Economia Politica, Univ. Di Modena

Dip. di Economia "S. Cagnetti De Martiis", Univ. di Torino

Dip. Di Statistica, Univ "Ca' Foscari" di Venezia

Dip. di Metodi Quantitativi, Univ. di Siena

Dip. di Scienze Statistiche, Univ. di Padova

(coord. Michele Lalla)

(coord. Bruno Contini)

(coord. Tommaso Di Fonzo)

(coord. Achille Lemmi)

(coord. Ugo Trivellato)

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

1. Introduzione

Accade spesso, nell'ambito della ricerca scientifica, che siano condizioni esterne, prevalentemente di carattere politico, a conferire importanza, o rilevanza, o comunque particolare attenzione a tematiche che, in assenza delle predette condizioni, avrebbero riscosso un'attenzione molto più limitata; il caso della rilevanza che oggi rivestono le analisi sul tema della povertà è emblematico.

In un passato anche non remoto, infatti, non molti erano gli autori disposti a cimentarsi attivamente intorno agli aspetti definatori e di misura di un fenomeno che comunque interessava una stretta minoranza degli abitanti dei paesi sviluppati; certo, tutt'altra situazione investiva le realtà in via di sviluppo, ma le esigenze ed i problemi di tale aree ben difficilmente sono state capaci di determinare autonomamente linee dominanti di ricerca scientifica. Ovviamente con rilevanti ed eccellenti eccezioni rappresentate nella fattispecie, in primo luogo, dai contributi fondamentali di A. Sen che ha posto le basi razionali per tutte le analisi moderne in tema di povertà, di privazione, di esclusione, termini questi ultimi che, pure con differenti accezioni, si riferiscono a condizioni di difficoltà che soggetti economici elementari incontrano nella conduzione della loro vita e dello svolgimento delle loro attività. E' a Sen che si deve il sistema assiomatico di riferimento per il trattamento analitico della misura della povertà, sia pure con riferimento pressoché esclusivo alla cosiddetta povertà economica, quella cioè misurata con esclusivo riferimento a variabili di tipo monetario, quali il reddito o le spese per consumi.

A partire dal contributo di Sen si è sviluppato un notevole filone di analisi sulla misura della povertà, peraltro di limitata ricaduta operativa, visto che le misure proposte ben raramente hanno trovato applicazione in quelle sedi dove si dovrebbero progettare e mettere in esecuzione politiche atte a combattere la povertà. In esse, infatti, si è continuato ad utilizzare - quasi sempre acriticamente - misure di facile comprensibilità (come il noto *Head Count Ratio*) ma di scarsa e discutibile portata interpretativa.

E' con l'avvento del cambiamento dei sistemi produttivi dei paesi sviluppati che si registra una netta inversione di tendenza nella rilevanza delle analisi di povertà nella letteratura scientifica internazionale. Tale cambiamento, determinato dal progresso tecnologico e dalla cosiddetta "globalizzazione" economica e finanziaria, ha fortemente inciso in senso negativo sulla tradizionale occupazione dipendente del settore industriale dei paesi sviluppati, in particolare di quelli europei, con forte aumento dei tassi di disoccupazione e conseguente

aumento delle condizioni di difficoltà economica di rilevanti segmenti di popolazione. All'accresciuta povertà economica si è accompagnata una forte crescita di disagio più latamente sociale, determinato dalla crisi del *welfare state* e dei connessi ammortizzatori sociali. Insomma, segmenti specifici di popolazione sono stati consistentemente danneggiati non solo sul piano economico e specificatamente nella loro capacità di consumo e di risparmio, ma anche su quello del soddisfacimento di bisogni sociali di carattere fondamentale e prioritario come le condizioni abitative, di salute, di educazione, etc.. Emergono pertanto e sembrano caratterizzare negativamente gli albori del terzo millennio, nei paesi sviluppati, nuove forme di povertà e di esclusione sociale, mentre i paesi tradizionalmente poveri, strangolati da debiti esteri di entità semplicemente assurda, vedono aumentare sensibilmente la distanza da accettabili standard di benessere socio-economico.

Di fronte a questo stato di cose, le misure preesistenti di povertà appaiono del tutto inadeguate a dare conto della crescente complessità e dei differenti gradi dei problemi connessi con i fenomeni della povertà stessa e dell'esclusione sociale. In particolare l'aspetto che appare sempre meno convincente è la unidimensionalità della povertà, il ridurre cioè, sia pure a fini di misura, il fenomeno al solo aspetto economico, oltretutto a quello puramente monetario. Sorge quindi la necessità di considerare una molteplicità di indicatori di disagio socio-economico, con tutta la complessità connessa alla selezione degli indicatori ed ai metodi di aggregazione per addivenire a misure significative ed efficacemente informative.

Inoltre, appare inadeguato considerare la povertà come concetto compiutamente ed univocamente definito, in altri termini considerare lo stato di disagio come un attributo nitidamente e dicotomicamente riferibile ad un segmento di popolazione. Maggiormente realistica sembra essere una definizione che considera gradi differenti di incidenza della povertà sulle unità economiche elementari; queste ultime, a seconda di tali gradi di incidenza, possono essere opportunamente ordinate e classificate piuttosto che semplicisticamente contrapposte ad altre unità non povere. Ciò si accorda, evidentemente, con i contributi di analisi sulle variabili latenti, dato che la povertà è un fenomeno non direttamente osservabile, ma indirettamente rilevabile attraverso indicatori manifesti ad essa connessi.

Infine, lo sviluppo delle metodologie e delle tecniche di rilevazione campionaria complessa, oggi massicciamente presente non solo a livello teorico ma anche sul piano della disponibilità operativa di informazione statistica di base, consente di introdurre un'ulteriore dimensione di tipo dinamico al concetto ed alla definizione della povertà. Se infatti si dispone di

una sufficiente ed affidabile informazione di base sugli indicatori di povertà ripetuta nel tempo sulle medesime unità statistiche elementari, in altre parole si dispone di informazioni di tipo *panel* sugli indicatori di povertà, è possibile considerare la dinamica evolutiva del fenomeno, nel senso di osservare la permanenza in stati di povertà o di non povertà oppure l'alternarsi tra stati di povertà e di non povertà. Si possono quindi introdurre due ulteriori importanti concetti, di grande rilevanza politico-economica: quello di povertà cronica e quello di povertà transitoria, per fronteggiare e combattere i quali si richiedono interventi differenziati sui piani della qualità, della quantità e della cadenza temporale.

Riassumendo queste considerazioni sembra potersi fondatamente affermare che la maggiore e più articolata complessità del disagio nella società presente e lo sviluppo delle conoscenze e delle tecniche statistiche per lo studio dei fenomeni economici e sociali portano alla riconsiderazione ed alla ridefinizione del fenomeno povertà, almeno per quanto attiene la sua misura, in termini multidimensionali, e dinamici.

Il contesto concettuale fin qui esposto ha mosso i primi passi anche in Italia: per la prima volta aspetti multidimensionali e dinamici della povertà sono pubblicati in un rapporto di un Istituto Nazionale di Statistica (Istat, 1998). Notiamo, peraltro, soprattutto per quanto riguarda l'analisi dinamica, un livello analitico particolarmente sintetico, e per questo motivo scarsamente "informativo", dato il record temporale disponibile molto limitato. La limitazione temporale risulta evidente anche nel primo tentativo di analisi multidimensionale, condotto da Betti e Verma (1999), utilizzando le informazioni provenienti dalle prime due "onde" dell'indagine *European Community Household Panel* (ECHP) su 12 Paesi Europei.

Il presente lavoro, a partire da un approfondimento sui citati aspetti definitori e da una critica agli approcci di misura della povertà dicotomica e unidimensionalmente monetaria, propone un approccio alternativo¹ suscettibile di estensioni dinamiche manifeste o latenti. Inoltre si prefigge di superare il problema posto dalla limitata disponibilità di informazioni statistiche di base di tipo longitudinale e specificatamente *panel* del nostro Paese. Come in Cheli e Betti (1999) e Lemmi (1998) viene costruito uno *pseudo panel* sulla base delle indagini sezionali ripetute sui Consumi delle Famiglie, condotte dall'Istat per il periodo 1987-1996; l'innovazione rispetto ai precedenti contributi consiste nel tipo di aggregazione: qui sono utilizzati gli individui

¹ Tale approccio non ha certo pretese di unicità in ambito di analisi multidimensionale di povertà; esistono infatti altri interessanti contributi, come ad esempio quelli di Nolan e Whelan (1996) recentemente applicato alla realtà irlandese.

e non i nuclei familiari come unità statistiche iniziali. Ciò permette di analizzare le dinamiche di povertà congiuntamente alle condizioni occupazionali, osservabili solamente utilizzando informazioni individuali.

Questo lavoro contiene un contributo innovativo anche per quanto riguarda il procedimento di aggregazione dei diversi indicatori di povertà utilizzati per la costruzione degli indici multidimensionali; la proposta consiste nella introduzione di un sistema di pesi che tenga conto anche delle correlazioni esistenti tra gli indicatori stessi.

2. Il metodo TFR per l'analisi delle dinamiche di povertà: sintesi ed innovazioni

Nell'approccio tradizionale alla misurazione della povertà ogni unità statistica a_i ($i=1, \dots, n$) viene classificata come povera o non povera in base al seguente criterio: $a_i \in A$ se $y_i < z$; $a_i \notin A$ se $y_i \geq z$, dove A rappresenta l'insieme dei poveri, y_i è il reddito (o spesa per consumi) della i -esima unità e z è la linea di povertà. I due limiti fondamentali di questo approccio, di cui abbiamo parlato nell'introduzione sono: i) il fatto di considerare un solo indicatore, che porta a trascurare ingiustificatamente la multidimensionalità del fenomeno e ii) la classificazione troppo rigida ed inevitabilmente arbitraria nelle due categorie di povertà e di assenza di povertà. L'approccio TFR consente di superare entrambi questi limiti.

Facendo riferimento alla teoria degli *insiemi sfocati* (Zadeh, 1965; Dubois e Prade, 1980), possiamo definire il grado di povertà di ciascuna unità della popolazione analizzata come *funzione di appartenenza* (f.a.) alla sottopopolazione dei poveri. Il grado di appartenenza può essere stimato sulla base di una molteplicità di variabili che sono scelte come indicatori di povertà. Se ipotizziamo quindi di osservare, in corrispondenza della generica unità i -esima, k indicatori X_1, \dots, X_k , la funzione di appartenenza all'insieme sfocato dei poveri è definita nel seguente modo (Cerioli e Zani, 1990):

$$f(\mathbf{x}_i) = \frac{\sum_{j=1}^k \mu(x_{ij}) w_j}{\sum_{j=1}^k w_j} \quad (1)$$

dove w_1, \dots, w_k , rappresenta un adeguato sistema di pesi. Per la definizione della funzione $\mu(x_{ij})$ facciamo riferimento al contributo di Lemmi *et al.* (1997) (in questo contributo e in quelli precedenti la notazione utilizzata era $g(x_{ij})$ in luogo di $\mu(x_{ij})$).

2.1 Un nuovo sistema di pesi

Il sistema dei pesi nella (1) è fondamentale per la costruzione di uno o più indici sintetici ottenuti come aggregazione delle funzioni di appartenenza all'insieme dei poveri di ogni singolo indicatore di povertà. Sebbene la scelta possa risultare del tutto arbitraria, in molti contributi all'analisi multidimensionale e relativa alla povertà è stata scelta una generalizzazione del contributo originale di Cerioli e Zani (1990):

$$w_j = \ln\left(1 / \overline{\mu(X_{ij})}\right) \quad (2)$$

dove $\overline{\mu(X_{ij})} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \mu(X_{ij})$ rappresenta la percentuale sfocata delle unità povere in relazione all'indicatore X_j . La scelta della (2) viene giustificata mostrando come, per variabili dicotomiche, $\overline{\mu(X_{ij})}$ coincide con la percentuale dei poveri p_j , e perciò maggiore importanza viene attribuita agli *items* che presentano maggiore diffusione.

Tuttavia ci sembra più opportuno sostituire la (2) utilizzando un indicatore di dispersione relativa valido anche per altri tipi di variabili, quali le continue e le politomiche; proponiamo quindi di utilizzare semplicemente il coefficiente di variazione come prima componente del sistema dei pesi. Inoltre riteniamo necessario inserire una seconda componente che tenga conto delle relazioni esistenti tra gli indicatori stessi; l'introduzione di un nuovo indicatore altamente correlato con altri già presenti nel processo di aggregazione costituito dalla (1), dovrebbe essere accompagnato da un peso tanto minore quanto maggiore è il grado della dipendenza.

Il sistema dei pesi qui proposto prende in considerazione i due fattori appena descritti nella seguente forma moltiplicativa:

$$w_j = w_j^{(a)} * w_j^{(b)} \quad (3)$$

dove $w_j^{(a)}$ è il coefficiente di variazione dell'indicatore X_j , mentre:

$$w_j^{(b)} = 1 - \frac{\sum_{l \neq j} \rho(X_j, X_l)}{\sum_{l=1}^k \rho(X_j, X_l)} \quad (4)$$

Le componenti della (4) sono descritte in Betti e Verma (1999).

2.2 Un processo senza memoria per l'analisi dinamica

In questo paragrafo vediamo come applicare gli indici TFR di povertà individuali all'analisi delle dinamiche di povertà e a tale scopo è conveniente introdurre una nuova notazione. Sia \mathbf{g}_i il vettore le cui componenti rappresentano rispettivamente i gradi di appartenenza al sottoinsieme sfocato dei non poveri e a quello dei poveri:

$$\mathbf{g}_i = \{g_{i0}, g_{i1}\} \quad (5)$$

dove $g_{il} = f(\mathbf{x}_i)$ che rappresenta l'indice di privazione TFR, mentre $g_{i0} = 1 - g_{i1}$.

La matrice di transizione tra gli stati sfocati di povertà e non povertà, può essere definita seguendo il contributo di Manton *et al.* (1992) nel seguente modo:

$$t_{lk}^{(1,2)} = \frac{E[g_{ikl}^{(1,2)}]}{E[g_{ik}^{(1)}]} \quad \text{con } k, = 0, 1; l = 0, 1 \quad (6)$$

dove $t_{lk}^{(1,2)}$ rappresenta il generico elemento della matrice, mentre $g_{ikl}^{(1,2)}$ rappresenta la funzione di appartenenza congiunta della i -esima unità agli stati k e l , rispettivamente ai tempi 1 e 2, definita come:

$$g_{ikl}^{(1,2)} = \min[g_{ik}^{(1)}, g_{il}^{(2)}] \quad (7)$$

con i seguenti vincoli relativi ai totali marginali:

$$\sum_l g_{ikl}^{(1,2)} = g_{ik}^{(1)} \quad \text{e} \quad \sum_k g_{ikl}^{(1,2)} = g_{il}^{(2)} \quad (8)$$

e con l'ulteriore vincolo che la matrice $\{g_{ikl}^{(1,2)}\}$ abbia minima entropia misurata da: $H_i = -\sum_k \sum_l g_{ikl}^{(1,2)} \ln[g_{ikl}^{(1,2)}]$. Tale matrice, infatti, oltre ad essere unica², che implica che un dato cambiamento di stato avvenga sempre con il minimo disordine.

Il calcolo della matrice delle appartenenze congiunte non ci serve soltanto a ricavare la matrice di transizione, ma ci permette anche di ricavare direttamente indici (sfocati) di povertà transitoria e persistente. In particolare, $E[g_{i1}^{(1,2)}]$ rappresenta la proporzione sfocata di poveri ad entrambi i tempi 1 e 2 ed è perciò un indice di povertà persistente, mentre un indice di povertà transitoria è dato da $E[g_{i0}^{(1,2)}] + E[g_{i1}^{(1,2)}]$, che rappresenta la proporzione sfocata di chi è povero solo al tempo 1 o al tempo 2. Il metodo fino a qui esposto per l'analisi delle dinamiche di povertà è stato proposto ed applicato da Cheli (1995) a dati *panel* di due sole onde. Successivamente Cheli e Betti (1999) hanno proposto una estensione all'analisi di più di due onde, sotto la restrizione che il processo dinamico sia senza memoria.

Supponendo inizialmente di avere 3 periodi di osservazione, il modo più semplice per definire le appartenenze congiunte sui 3 periodi è il seguente:

$$g_{iklm}^{(1,2,3)} = g_{ikl}^{(1,2)} t_{m|l}^{(2,3)} = g_{ikl}^{(1,2)} \frac{E[g_{lm}^{(2,3)}]}{E[g_l^{(2)}]} \quad (9)$$

Così facendo si adotta l'ipotesi semplificatrice che $t_{m|kl}^{(1,2,3)} = t_{m|l}^{(2,3)}$, cioè che la probabilità di passare da l a m tra i tempi 2 e 3 non dipenda dallo stato k al tempo 1 (processo senza memoria). Ciò semplifica molto le cose, anche perché ci evita addirittura il calcolo dei $g_{iklm}^{(1,2,3)}$ individuali. Infatti, ciò che importa sono le medie $E[g_{klm}^{(1,2,3)}]$ che, in virtù della (9) sono date da:

² Per la verità, c'è un caso in cui si hanno due matrici distinte con uguale entropia, che però non costituisce un problema di ordine pratico. Ciò si verifica quando uno dei due vettori di appartenenze marginali \mathbf{g}_i ha entrambe le componenti uguali a 0,5. In tal caso (estremamente raro) si può scegliere la matrice delle appartenenze congiunte in

$$E[g_{klm}^{(1,2,3)}] = E[g_{kl}^{(1,2)}]t_{m|l}^{(2,3)} \quad (10)$$

Così, generalizzando la definizione (9) per T periodi di osservazione avremo che:

$$g_{ik_1k_2\dots k_T}^{(1,2,\dots,T)} = g_{ik_1k_2\dots k_{T-1}}^{(1,2,\dots,T-1)} t_{k_T|k_{T-1}}^{(T-1,T)} \quad (11)$$

da cui segue che:

$$E[g_{k_1k_2\dots k_T}^{(1,2,\dots,T)}] = E[g_{ik_1k_2\dots k_{T-1}}^{(1,2,\dots,T-1)}]t_{k_T|k_{T-1}}^{(T-1,T)} = E[g_{k_1k_2}^{(1,2)}]t_{k_3|k_2}^{(2,3)} \dots t_{k_T|k_{T-1}}^{(T-1,T)} \quad (12)$$

E' evidente che l'assunzione di un processo senza memoria è abbastanza forte, ma offre due notevoli vantaggi che sono da un lato la semplificazione dei calcoli e dall'altro una maggiore sintesi. Per introdurre una memoria del primo ordine e quindi per poter distinguere tra $t_{m|l}^{(1,2,3)}$ e $t_{m|l}^{(1,2)}$, bisogna trovare una opportuna definizione della matrice delle appartenenze congiunte su tre periodi $\{g_{iklm}^{(1,2,3)}\}$ (che è a tre dimensioni), che sia coerente con quella adottata nel caso di due soli periodi. Il ricorso a processi con memoria più lunga di un periodo appare in ogni caso da scartare per due motivi. In primo luogo, questo produrrebbe un moltiplicarsi ed un differenziarsi eccessivo degli indici dinamici, andando a scapito di una rappresentazione sintetica del fenomeno studiato. Secondariamente, scendere troppo nel particolare porterebbe inesorabilmente ad una perdita di precisione delle stime campionarie degli stessi indici, dato che tenderebbe a ridursi eccessivamente il numero di osservazioni da cui esse sono ottenute. Ciò si applica in modo particolare al caso in cui si lavori su uno *pseudo panel*.

La procedura proposta, se applicata invece a dati *panel*, offre un ulteriore vantaggio, in quanto può contribuire a ridurre la distorsione causata dall'*attrition*. Infatti, come si rileva dalla (12), il calcolo degli indici dinamici, che teoricamente dovrebbe riferirsi all'insieme ristretto degli individui presenti in tutte e T le rilevazioni, viene invece a coinvolgere un numero maggiore di unità, dato che ciascuno dei termini del prodotto che costituisce il membro di destra

modo casuale, annullando la distorsione della matrice media che è poi quella che ci interessa ai fini dell'analisi.

è calcolato su tutti coloro che sono presenti in due onde consecutive. Quindi, all'aumentare della memoria del processo tende a crescere la distorsione dovuta all'*attrition*. Tale distorsione è resa minima in un processo senza memoria.

3. Base di dati pseudo panel

Nel paragrafo precedente sono state introdotte alcune metodologie per l'analisi longitudinale della povertà utilizzabili in presenza di informazioni ripetute sugli stessi individui. In Italia, così come molti altri Paesi, non si hanno a disposizione dati provenienti da indagini di tipo *panel* in grado di collezionare informazioni sufficienti ad una analisi multidimensionale per un numero sufficiente di periodi. Nel nostro Paese, le due uniche fonti statistiche di tipo longitudinale possono essere individuate nella componente *panel* dell'Indagine Banca d'Italia e nelle prime onde della parte Italiana dell'*European Community Household Panel* (ECHP). Sono invece molto spesso disponibili serie di *cross sections*, indipendenti tra loro, condotte per un numero di anni sufficientemente lungo.

Recentemente alcuni autori sostengono che i dati *panel* non sono così indispensabili per la stima di parametri di modelli dinamici, in quanto tali parametri possono essere identificati anche da serie di *cross sections* (Verbeek e Nijman, 1992). Per questo motivo, partendo dal contributo di Deaton (1985), in questo lavoro viene costruito uno *pseudo panel* sulla base di 10 *cross sections* dell'Indagine ISTAT sui Consumi delle Famiglie dal 1987 al 1996. Lo *pseudo panel* consiste nell'aggregare le unità statistiche elementari in coorti ad appartenenza fissa, ovvero costruite basandosi su caratteristiche *time invariant*. In particolare, le variabili *time invariant* sono definite a partire da tutti gli individui, nel seguente modo:

- a) Anno di nascita; 28 classi con una ampiezza di tre anni:

nati nel 1985 o in anni successivi
1982-1984, 1979-1981,, 1907-1909
nati nel 1906 o in anni precedenti.

- b) Sesso; 2 categorie.

- c) Macroregione di residenza: Nord-ovest, Nord-est, Centro, Sud, Isole.

Dall'incrocio delle tre variabili si ottengono 280 coorti, con una media di circa 350 individui ogni anno, per dieci anni. E' evidente che la macroregione di residenza non è strettamente invariante nel tempo; tuttavia è stato necessario farvi ricorso per poter ottenere un

numero di coorti sufficientemente elevato, in modo da non abbattere eccessivamente la variabilità dei caratteri da analizzare.

4. Analisi empirica

Sulla base delle informazioni provenienti dallo *pseudo panel* descritto nel paragrafo precedente, sono state misurate prima le condizioni di vita relativamente ad ognuno dei dieci anni dal 1987 al 1996, e successivamente le dinamiche di povertà, con specifico riferimento alle relazioni con il livello occupazionale. In base alle informazioni disponibili, sono state definite 14 variabili da utilizzare come indicatori delle condizioni di vita (per un elenco dettagliato si veda Lemmi, 1998), raggruppate nelle seguenti tre categorie:

- 1) Condizioni abitative (H);
- 2) Mancanza di beni di consumo durevoli (D);
- 3) Spesa complessiva per consumi, resa equivalente (C)³.

4.1 Il campione completo

Le Tab. 1-4 riportano gli indici di privazione TFR calcolati sull'intero *pseudo panel*. La prima colonna di ciascuna tabella contiene gli indici riferiti all'intero periodo 1987-96, mentre la quarta colonna riporta quelli calcolati separatamente sulla prima e la seconda metà di tale periodo, ai fini di un confronto. Iniziamo il commento dalla Tab. 2 relativa alla spesa per consumi (C). La prima cifra (0.170) rappresenta l'indice di non privazione, ovvero la proporzione sfocata di individui che non hanno sperimentato privazione in termini di consumo per nessuno dei 10 anni esaminati. Tale cifra costituisce il complemento a 1 della somma dei successivi 10 indici (ultima riga), che si riferiscono a privazioni di diversa durata (non necessariamente ininterrotta). Per esigenze di sintesi conviene ridurre questi 10 indici a due soltanto, prendendo la somma dei primi 5 e quella dei secondi 5, anch'esse riportate nella medesima tabella. La prima di tali somme (0.712) può considerarsi un indice di privazione di tipo prevalentemente transitorio, mentre la seconda (0.118) misura la privazione di tipo prevalentemente permanente. Il loro confronto rivela che, nei 10 anni esaminati, la privazione in

³ E' stata utilizzata una scala di equivalenza ottenuta dalla stima di un sistema completo di domanda (Betti, 1999).

termini di consumo ha avuto carattere più transitorio (da 1 a 5 anni) che permanente (da 6 a 10 anni).

Andiamo adesso a confrontare le due serie di indici calcolati separatamente sul primo e sul secondo quinquennio, riportati nella quarta colonna della stessa tabella. Si nota che tutti gli indici di privazione del secondo periodo risultano minori dei loro corrispondenti nel primo. Questo fatto suggerisce che la privazione in termini di consumo è mediamente diminuita (per tutte le durate tranne che per quella di 5 anni) passando dal primo al secondo quinquennio⁴.

Per quanto è possibile vedere da questo tipo di analisi, anche gli altri indici specifici (H e D) concordano sostanzialmente con quello relativo ai consumi⁵. Infatti anche per H e D si hanno valori dell'indice di privazione transitoria superiori a quelli dell'indice di privazione permanente; inoltre passando dal primo al secondo quinquennio si rileva una diminuzione degli indici relativi a tutte le durate di privazione. Tutto ciò si riflette evidentemente sull'indice di privazione globale (HDC), per il quale si riscontrano risultati analoghi.

Una prospettiva diversa e complementare in cui analizzare le dinamiche di povertà si ricava dalle matrici di transizione tra stati sfocati. Le Tabb. 5-8 riportano, per i diversi indici di privazione, le matrici di transizione medie calcolate sia sull'intero decennio, che per le due metà distinte. Gli elementi $t_{00}^{(t,t+1)}$ e $t_{11}^{(t,t+1)}$ esprimono la propensione media a rimanere in condizioni rispettivamente di non privazione e di privazione, mentre i loro complementi a 1 ($t_{01}^{(t,t+1)}$ e $t_{10}^{(t,t+1)}$) misurano la mobilità rispettivamente verso migliori e verso peggiori condizioni di vita. L'indice di privazione in termini di consumo (C) delinea una situazione caratterizzata da una maggiore mobilità rispetto agli indici H e D. L'indice H in particolare presenta la mobilità più ridotta e di conseguenza la più alta propensione a rimanere nelle condizioni di partenza. Questo fatto appare del tutto naturale dal momento che, di queste tre categorie di indicatori, la spesa per

⁴ Questo risultato contrasta con quello ricavato da Cheli e Betti (1999) con un'analisi basata sullo stesso metodo, relativa al periodo 1985-94. Evidentemente, però, i due quinquenni messi a confronto in quella ricerca e nella presente non coincidono. Dunque lo spostamento in avanti di due soli anni della finestra temporale altera profondamente il quadro che emerge riguardo all'evoluzione del fenomeno. Peraltro non ci fermiamo a questo tipo di analisi estremamente sintetica, andando successivamente ad esaminare il fenomeno anche dal punto di vista della propensione a cambiare di stato. C'è comunque da notare una forte differenza in valore assoluto dell'indice di non povertà ottenuto qui e quello analogo in Cheli e Betti (1999); tale differenza è da imputare al fatto che lo *pseudo panel* qui utilizzato è costruito sugli individui anziché sulle famiglie. In particolare c'è molta più variabilità tra le coorti, soprattutto dovuta ad alcune coorti costituite da "giovani" od "anziani", ovvero individui che hanno esperienze evidenti di ingresso o uscita dal mondo del lavoro.

⁵ Si ricorda che per come sono definiti le misure TFR il confronto diretto tra cifre relative a indici diversi non ha significato, mentre si può operare un confronto indiretto in base a ciò che emerge dall'esame di ogni singola tabella.

consumi è quella maggiormente soggetta a variare da un anno all'altro, mentre le condizioni abitative tendono sicuramente a rimanere più stabili non solo rispetto alla spesa, ma anche rispetto alla dotazione di beni durevoli di consumo.

Effettuiamo adesso il confronto delle matrici di transizione tra il primo e il secondo quinquennio. In base a tutti e tre gli indici di privazione specifica si rileva un aumento della propensione a rimanere poveri ed una conseguente diminuzione di quella ad uscire dallo stato di povertà (ultime due righe di ogni tabella). Per quanto riguarda invece la parte superiore della matrice (seconda e terza riga di ogni tabella), si assiste ad una situazione leggermente differenziata: secondo l'indice C diminuisce la propensione ad impoverirsi e di conseguenza aumenta la propensione a rimanere in stato di non povertà; una tendenza analoga è manifestata anche dall'indice D, sia pure in misura estremamente contenuta, mentre rispetto all'indice H non si riscontrano cambiamenti apprezzabili. Infine, in base all'indice globale HDC, si ricava una sintesi delle tendenze sopra evidenziate: i) apprezzabile aumento della propensione a rimanere poveri con conseguente diminuzione di quella ad uscire dalla povertà; ii) moderata diminuzione della propensione all'impoverimento con conseguente moderato aumento della tendenza a rimanere in condizioni di non privazione.

Dunque, per quanto riguarda il confronto tra il primo e il secondo quinquennio, le due principali tendenze su cui concordano tutti gli indici di privazione specifica (e di conseguenza anche l'indice di privazione globale) sono che da un lato diminuisce la proporzione sfocata di coloro che sperimentano periodi di privazione da uno a cinque anni, mentre dall'altro aumenta la propensione a rimanere poveri. Ciò sta ad indicare che gli individui, in generale, hanno visto migliorare le loro condizioni dal primo al secondo quinquennio, nel senso che è diminuito il livello di privazione medio (per tutte le durate da 1 a 5 anni). Tuttavia il miglioramento è stato più marcato per i meno poveri e più lieve per i più poveri. Quindi, nonostante un miglioramento generale in termini sia assoluti che relativi, gli individui più poveri in partenza hanno subito un peggioramento, almeno in termini relativi. Questo aumento del divario tra i più poveri e i più benestanti è messo in luce dal contemporaneo aumento della propensione a rimanere non poveri e di quella a rimanere poveri.

A precisazione di quanto appena affermato, occorre notare che, per come è stata qui definita, la propensione a rimanere poveri dipende esclusivamente dagli indici di privazione per due anni consecutivi ($E[g_{11}^{(t,t+1)}]$) e da quelli per un solo anno ($E[g_1^{(t)}]$), mentre non vengono

considerati gli indici di privazione su più di due anni consecutivi. Quindi l'aumento di $t_{\parallel}^{(t,t+1)}$ dal primo al secondo quinquennio è essenzialmente dovuto al fatto che il denominatore (cioè l'indice di privazione per un solo anno) è diminuito di più in proporzione al numeratore (cioè all'indice di privazione per due anni consecutivi).

4.2 Il sottocampione di individui in età lavorativa

Con lo scopo di analizzare preliminarmente le relazioni tra occupazione e condizioni di vita, abbiamo ripetuto l'analisi descritta fin qui per un sottocampione costruito solamente sulla base delle coorti di nati tra il 1931 ed il 1972, ovvero di coloro che rientrano in età lavorativa (15-65 anni) per tutto il periodo 1987-1996.

Su questo sottocampione ripetiamo innanzi tutto le stesse analisi già effettuate su tutto il campione attraverso gli indici di privazione transitoria e permanente, le matrici di transizione ed il confronto tra primo e secondo quinquennio. Iniziamo dunque dall'esame delle Tabb. 9-12 che sono strutturate esattamente come le Tabb. 1-4 precedentemente commentate.

Similmente a quanto emerso per il campione completo, per tutti gli indici specifici e per l'indice globale la privazione di durata da 1 a 5 anni (transitoria) assume un carattere prevalente rispetto a quella di durata maggiore. Inoltre, per quanto riguarda il confronto tra il primo ed il secondo quinquennio, si registra anche qui una diminuzione pressoché generalizzata degli indici di privazione per tutte le durate da 1 a 5 anni (Tabb. 13-16).

Inoltre è interessante notare che per gli individui in età lavorativa si registrano valori di non privazione, superiori a quelli riscontrati sul campione completo (fatto su cui concordano nuovamente tutti gli indici specifici più quello globale, ma su cui spicca il notevole incremento dell'indice basato sul consumo); di conseguenza si deduce che gli individui di età non compresa tra i 15 ed i 65 anni per tutto il periodo sotto esame, sono maggiormente soggetti a situazioni di disagio avendo un indice di non povertà per dieci o cinque anni molto ridotto rispetto agli individui in età lavorativa.

Passiamo adesso ad esaminare le Tabb. 13-16 che riportano le matrici di transizione medie calcolate sull'intero decennio e sui due quinquenni separatamente. Analogamente a quanto già rilevato per l'intero campione, la maggiore mobilità tra gli stati sfocati di privazione e non privazione, misurata dagli elementi sulla diagonale secondaria della matrice, corrisponde

all'indice C, mentre i valori più bassi si registrano in base all'indice H. Facendo un rapido confronto con le matrici (medie decennali) riferite a tutto il campione, si nota che per la popolazione attiva si verifica una minore mobilità (sia rispetto a C che ad HDC) e di conseguenza maggiori propensioni a permanere nello stato di partenza.

Anche per quanto riguarda il confronto tra il primo e il secondo quinquennio si riscontra una sostanziale similitudine con ciò che è emerso per il campione completo. Ciò è particolarmente vero per ciò che concerne i cambiamenti nella seconda riga della matrice dove, a livello di tutti gli indici specifici e di quello globale, si registra un aumento della propensione a rimanere in stato di privazione e conseguentemente una diminuzione di quella ad uscirvi. A livello della prima riga della matrice, invece, non si riscontrano cambiamenti apprezzabili tra il primo ed il secondo quinquennio.

In sostanza, anche per il sottocampione di individui in età lavorativa valgono le medesime conclusioni tratte riguardo al campione completo: dal primo al secondo quinquennio si è verificato una complessiva diminuzione della povertà, a cui però si è accompagnato un peggioramento (perlomeno in termini relativi) degli individui più svantaggiati, per i quali è aumentata la difficoltà ad uscire dalla propria condizione di disagio.

Le Tab. 17-20 presentano indici di povertà transitoria e permanente disaggregati per alcune caratteristiche socio-demografiche: macroregione di provenienza, sesso, livello di educazione (misurato in anni di studio) e livello di disoccupazione⁶.

Per quanto riguarda la macroregione di provenienza è evidente un aumento degli indici di povertà sia transitoria che permanente man mano che ci spostiamo dalle regioni nord-occidentali a quelle nord-orientali, per poi scendere a sud fino alle isole; unica eccezione è rappresentata dall'indicatore relativo ai beni durevoli, secondo il quale sia l'indice transitorio che quello permanente riferiti alle regioni centrali risulta essere inferiore ai rispettivi indici delle due macroregioni settentrionali.

Per tutti gli indici considerati la situazione relativa ai maschi risulta essere migliore di quella delle femmine, eccezion fatta per l'indice di povertà transitoria relativo alle condizioni

⁶ Con riferimento all'indagine sui Consumi delle Famiglie, ogni individuo appartiene alla forza lavoro se: i) dichiara di essere occupato (CONDPROF=1); ii) dichiara di non essere occupato (CONDPROF>1) e dichiara di aver lavorato più di un'ora nel periodo di riferimento (ORELAV≥1); iii) dichiara di essere in cerca di una nuova o di prima occupazione (CONDPROF=2,3), sta attivamente cercandola (RICLAV=1,2,3) e dichiara di non aver lavorato per alcuna ora nel periodo di riferimento (ORELAV=0). Le categorie i) e ii) formano gli occupati, mentre la categoria iii) costituisce le forze in cerca di occupazione. C'è da notare che tale definizione coincide solo in parte con quella più precisa utilizzata dall'indagine sulle Forze di Lavoro.

abitative; queste differenze probabilmente sono imputabili soprattutto a quei nuclei familiari formati solo da tutti individui maschi o da tutti individui femmine (quindi essenzialmente nuclei di *single*).

Un alto livello di educazione (aver almeno completato la scuola media, quindi otto anni presunti di studio) ha un effetto molto positivo nella riduzione della povertà transitoria e soprattutto di quella permanente per tutti gli indicatori considerati.

Infine anche un basso livello di disoccupazione (corrispondente ad un tasso medio della coorte inferiore al 12%), riduce entrambi gli indici di povertà, soprattutto quello transitorio, riferiti all'indice globale e soprattutto all'indice relativo ai consumi; meno evidente risulta invece l'effetto di una bassa disoccupazione sugli indici di povertà transitoria riferiti agli indicatori relativi alle condizioni relative ed ai beni durevoli.

5 Conclusioni

Nell'approccio tradizionale alla misurazione della povertà ogni unità statistica viene classificata come povera se il reddito o il consumo equivalente ad essa associato risulta essere inferiore ad una prefissata linea di povertà. I due limiti fondamentali di questo approccio sono: i) il fatto di considerare un solo indicatore, che porta a trascurare ingiustificatamente la multidimensionalità del fenomeno e ii) la classificazione troppo rigida ed inevitabilmente arbitraria nelle due categorie di povertà e di assenza di povertà.

Nel presente lavoro vengono analizzate le dinamiche di povertà attraverso l'utilizzo di un approccio multidimensionale, totalmente sfocato e relativo (TFR), che consente di superare entrambi questi limiti. L'analisi è applicata ad uno *pseudo panel* costruito sulla base di aggregazioni individuale delle informazioni elementari provenienti dalle indagini sezionali sui Consumi delle Famiglie, condotte dall'Istat dal 1987 al 1996.

L'analisi è stata prima condotta utilizzando le coorti su tutti gli individui, e successivamente si è limitata agli individui in età lavorativa; questa analisi sembra confermare quelle di carattere socio politico condotte sulla realtà italiana, le quali evidenziano una maggiore tutela, da parte dello Stato, di chi in qualche modo è connesso con lo status di occupato, rispetto a chi invece da quello status è uscito o ci deve ancora entrare.

Questo può essere vero se osserviamo solamente gli indicatori di non povertà riferiti al

consumo equivalente, i quali sono notevolmente maggiori per gli individui in età lavorativa per tutto il periodo. Ciò è parzialmente smorzato da fattori tecnici, in quanto la maggior parte degli individui che non rientrano nella categoria suddetta hanno esperienza di almeno un periodo di transizione caratterizzato da consumi ridotti; questo fatto riduce drasticamente gli indici medi di non povertà per dieci anni, e fa aumentare soprattutto gli indici di povertà transitoria (quindi con minore gravità) rispetto che quelli di povertà permanente. La conclusione è che in questa analisi, e soprattutto negli sviluppi futuri, sembra opportuno focalizzare l'attenzione prevalentemente sugli individui in età lavorativa piuttosto che su tutti gli individui.

Tra le coorti formate da individui in età lavorativa si nota che tutti gli indici di privazione del secondo periodo risultano minori dei loro corrispondenti nel primo; questo fatto suggerisce che la privazione è mediamente diminuita passando dal primo al secondo quinquennio.

Dall'analisi ottenuta disaggregando il sottocampione secondo alcune caratteristiche socio-demografiche, possono essere delineati i seguenti profili di povertà sia transitoria che permanente:

- Residenti in Italia meridionale o insulare;
- Disoccupati;
- Basso livello di istruzione;
- Sesso femminile.

Alternativamente, i meno deprivati possono essere individuati nei seguenti profili:

- Residenti in Italia settentrionale;
- Occupati;
- Alto livello di istruzione;
- Sesso maschile.

Riferimenti bibliografici

- Betti G. (1999) "Quadratic Engel Curves and Household Equivalence Scales: the Case of Italy 1985-1994", *Statistics Research Report LSERR50*, London School of Economics.
- Betti G., Verma V. (1999) "Measuring the degree of poverty in a dynamic and comparative context: A multi-dimensional approach using fuzzy set theory", paper presented at the Sixth Islamic Countries Conference on Statistical Sciences, Lahore (Pakistan) 27-31 August 1999.
- Cerioli A., Zani S. (1990) "A Fuzzy Approach to the Measurement of Poverty", in Dagum C., Zenga M. (eds.), *"Income and Wealth Distribution, Inequality and Poverty"*, (proc. Pavia, Italy), Studies in Contemporary Economics, Springer Verlag, Berlin, pp. 272-284.
- Cheli B. (1995) "Totally Fuzzy and Relative Measures in Dynamics Context", *Metron* **53** (3/4) pp. 183-205.
- Cheli B, Betti G. (1999) "Fuzzy Analysis of Poverty Dynamics on an Italian Pseudo Panel", 1985-1994, *Metron* **57** (1/2) pp. 83-103.
- Cheli B., Lemmi A. (1995) "A Totally Fuzzy and Relative Approach to the Multidimensional Analysis of Poverty", *Economic Notes*, **24** (1), pp. 115-134.
- Dubois D., Prade H. (1980) *"Fuzzy Sets and Systems"*, Academic Press, Boston, New York, London.
- ISTAT (1998) "Rapporto annuale, la situazione del Paese nel 1997, Istat, Roma.
- Lemmi A. (1998) "Longitudinal Approaches for Living Condition Analysis: The Case Study of Italy in the First Half of the '90s via Pseudo-Panel Data", *Statistica Applicata*, **10** (4), pp. 519-536.
- Lemmi A., Pannuzi N., Mazzolli B., Cheli B., Betti G. (1997) "Misure di povertà multidimensionali e relative: il caso dell'Italia nella prima metà degli anni '90" in Quintano C. (ed.), *Scritti di Statistica Economica*, **3**, R. Curto, Napoli, pp. 263-319.
- Manton K.G., Woodbury M.A., Stallard E., Corder L.S. (1992) "The use of the grade-of-membership technique to estimate regression relationships", *Social Methodology*, **22**, pp. 321-381.

Nolan B., Whelan C.T. (1996) "*Resources, Deprivation and the Measurement of Poverty*", Clarendon Press, Oxford.

Trivellato U. (1998) "Il monitoraggio della povertà e della sua dinamica; questioni di misura e evidenze empiriche", Working Paper n.3 della serie "Lavoro e disoccupazione: questioni di misura e di analisi", Dipartimento di Scienze Statistiche, Università di Padova..

Verbeek M., Nijman T.E. (1992) "Can Cohort Data Be Treated as Genuine Panel Data?", *Empirical Economics*, **17**, pp. 9-23.

Zadeh L.A. (1965)"Fuzzy Sets", *Information and Control*, **8**, pp. 338-353.

***Employment and Living Conditions on an Italian Pseudo Panel:
First Results, Improvements and Methodological Proposals***

Summary

One of the main limits of the traditional approach to poverty measurement is the division of the analysed population into poor and not poor, by means of the so-called poverty line. Firstly this is to over simplify reality. Secondly, whatever the procedure we use to derive it, the threshold value remains affected by a high degree of arbitrariness. This drawback is especially relevant when poverty is analysed in a longitudinal context, as the methods that are generally used lead to a concentration on the duration of poverty and lose sight of its severity. The Totally Fuzzy and Relative (TFR) approach proposed by Cheli and Lemmi (1995) allows us to analyse poverty from a more realistic perspective which avoids the use of any poverty thresholds. In dynamic context it is sensitive to both the duration and the severity of deprivation. The TFR method can be used for longitudinal analysis by adopting a particular definition of the transition matrix between fuzzy states.

Poverty dynamics are also analysed by certain socio-demographic characteristics; special attention is devoted to the relationship between living conditions and unemployment.

Given the lack of panel data with a sufficient number of waves in Italy, the method that we illustrate here is applied to an Italian pseudo panel constructed on individuals relative to the period 1987-1996.

Keywords:

Poverty dynamics, employment, fuzzy sets, pseudo panels.

Appendice A:

Campione completo di coorti periodo 1987-1996.

Tabella 1: Indici TFR di durata della povertà (HDC).

Durata (anni)	Indici TFR (intero periodo)	Durata (anni)	Indici TFR (5 anni)
		1987-1991	
0	0.676	0	0.706
1	0.053	1	0.046
2	0.048	2	0.049
3	0.068	3	0.080
4	0.035	4	0.027
5	0.018	5	0.092
1 - 5	0.221	1992-1996	
6	0.011	0	0.831
7	0.019	1	0.023
8	0.015	2	0.030
9	0.008	3	0.014
10	0.049	4	0.020
6 - 10	0.103	5	0.082
1 - 10	0.324		

Tabella 2: Indici TFR di durata della povertà (C).

Durata (anni)	Indici TFR (intero periodo)	Durata (anni)	Indici TFR (5 anni)
		1987-1991	
0	0.170	0	0.261
1	0.180	1	0.228
2	0.171	2	0.197
3	0.171	3	0.181
4	0.113	4	0.082
5	0.077	5	0.051
1 - 5	0.712	1992-1996	
6	0.051	0	0.542
7	0.034	1	0.171
8	0.018	2	0.121
9	0.010	3	0.068
10	0.006	4	0.052
6 - 10	0.118	5	0.046
1 - 10	0.830		

Tabella 3 Indici TFR di durata della povertà (H).

Durata (anni)	Indici TFR (intero periodo)	Durata (anni)	Indici TFR (5 anni)
		1987-1991	
0	0.854	0	0.877
1	0.024	1	0.017
2	0.021	2	0.018
3	0.027	3	0.029
4	0.016	4	0.013
5	0.011	5	0.046
1 - 5	0.099	1992-1996	
6	0.007	0	0.909
7	0.007	1	0.018
8	0.007	2	0.014
9	0.004	3	0.009
10	0.022	4	0.010
6 - 10	0.047	5	0.040
1 - 10	0.146		

Tabella 4: Indici TFR di durata della povertà (D).

Durata (anni)	Indici TFR (intero periodo)	Durata (anni)	Indici TFR (5 anni)
		1987-1991	
0	0.694	0	0.726
1	0.041	1	0.037
2	0.037	2	0.037
3	0.056	3	0.069
4	0.028	4	0.020
5	0.018	5	0.111
1 - 5	0.178	1992-1996	
6	0.011	0	0.814
7	0.019	1	0.018
8	0.018	2	0.025
9	0.014	3	0.015
10	0.066	4	0.027
6 - 10	0.128	5	0.102
1 - 10	0.306		

Tabella 5: Matrici di transizione medie (HDC).

Stato al tempo t	Periodo	Stato al tempo t+1	
		Non povero (0)	Povero (1)
Non povero (0)	1987-1996	0.989	0.011
	1987-1992	0.987	0.013
	1992-1996	0.991	0.009
Povero (1)	1987-1996	0.162	0.838
	1987-1992	0.196	0.804
	1992-1996	0.120	0.880

Tabella 6: Matrici di transizione medie (C).

Stato al tempo t	Periodo	Stato al tempo t+1	
		Non povero (0)	Povero (1)
Non povero (0)	1987-1996	0.887	0.113
	1987-1992	0.858	0.142
	1992-1996	0.924	0.076
Povero (1)	1987-1996	0.384	0.616
	1987-1992	0.415	0.585
	1992-1996	0.345	0.655

Tabella 7: Matrici di transizione medie (H).

Stato al tempo t	Periodo	Stato al tempo t+1	
		Non povero (0)	Povero (1)
Non povero (0)	1987-1996	0.994	0.006
	1987-1992	0.995	0.005
	1992-1996	0.994	0.006
Povero (1)	1987-1996	0.153	0.847
	1987-1992	0.175	0.825
	1992-1996	0.126	0.874

Tabella 8: Matrici di transizione medie (D).

Stato al tempo t	Periodo	Stato al tempo t+1	
		Non povero (0)	Povero (1)
Non povero (0)	1987-1996	0.988	0.012
	1987-1992	0.986	0.014
	1992-1996	0.990	0.010
Povero (1)	1987-1996	0.126	0.874
	1987-1992	0.149	0.851
	1992-1996	0.096	0.904

Appendice B:

Sottocampione di coorti 1972 – 1931 in età lavorativa (15 – 65 anni) per tutto il periodo 1987-1996.

Tabella 9: Indici TFR di durata della povertà (HDC).

Durata (anni)	Indici TFR (intero periodo)	Durata (anni)	Indici TFR (5 anni)
		1987-1991	
0	0.793	0	0.805
1	0.039	1	0.037
2	0.029	2	0.028
3	0.043	3	0.045
4	0.026	4	0.022
5	0.007	5	0.063
1 - 5	0.144	1992-1996	
6	0.004	0	0.914
7	0.008	1	0.007
8	0.006	2	0.011
9	0.005	3	0.006
10	0.040	4	0.010
6 - 10	0.063	5	0.052
1 - 10	0.207		

Tabella 10: Indici TFR di durata della povertà (C).

Durata (anni)	Indici TFR (intero periodo)	Durata (anni)	Indici TFR (5 anni)
		1987-1991	
0	0.458	0	0.484
1	0.227	1	0.232
2	0.104	2	0.103
3	0.080	3	0.086
4	0.037	4	0.053
5	0.018	5	0.042
1 - 5	0.466	1992-1996	
6	0.015	0	0.834
7	0.017	1	0.026
8	0.012	2	0.038
9	0.015	3	0.022
10	0.017	4	0.020
6 - 10	0.076	5	0.060
1 - 10	0.542		

Tabella 11: Indici TFR di durata della povertà (H).

Durata (anni)	Indici TFR (intero periodo)	Durata (anni)	Indici TFR (5 anni)
		1987-1991	
0	0.894	0	0.912
1	0.018	1	0.009
2	0.014	2	0.014
3	0.016	3	0.015
4	0.013	4	0.012
5	0.006	5	0.038
1 - 5	0.067	1992-1996	
6	0.003	0	0.932
7	0.004	1	0.013
8	0.004	2	0.006
9	0.003	3	0.007
10	0.025	4	0.004
6 - 10	0.039	5	0.038
1 - 10	0.106		

Tabella 12: Indici TFR di durata della povertà (D).

Durata (anni)	Indici TFR (intero periodo)	Durata (anni)	Indici TFR (5 anni)
		1987-1991	
0	0.807	0	0.826
1	0.027	1	0.025
2	0.021	2	0.016
3	0.035	3	0.039
4	0.021	4	0.017
5	0.012	5	0.077
1 - 5	0.116	1992-1996	
6	0.006	0	0.896
7	0.007	1	0.008
8	0.007	2	0.012
9	0.012	3	0.007
10	0.045	4	0.018
6 - 10	0.077	5	0.059
1 - 10	0.193		

Tabella 13: Matrici di transizione medie (HDC).

Stato al tempo t	Periodo	Stato al tempo t+1	
		Non povero (0)	Povero (1)
Non povero (0)	1987-1996	0.997	0.003
	1987-1992	0.997	0.003
	1992-1996	0.997	0.003
Povero (1)	1987-1996	0.153	0.847
	1987-1992	0.204	0.796
	1992-1996	0.088	0.912

Tabella 14: Matrici di transizione medie (C).

Stato al tempo t	Periodo	Stato al tempo t+1	
		Non povero (0)	Povero (1)
Non povero (0)	1987-1996	0.968	0.032
	1987-1992	0.950	0.050
	1992-1996	0.991	0.009
Povero (1)	1987-1996	0.277	0.723
	1987-1992	0.353	0.647
	1992-1996	0.181	0.819

Tabella 15: Matrici di transizione medie (H).

Stato al tempo t	Periodo	Stato al tempo t+1	
		Non povero (0)	Povero (1)
Non povero (0)	1987-1996	0.997	0.003
	1987-1992	0.997	0.003
	1992-1996	0.996	0.004
Povero (1)	1987-1996	0.116	0.884
	1987-1992	0.152	0.848
	1992-1996	0.072	0.928

Tabella 16: Matrici di transizione medie (D).

Stato al tempo t	Periodo	Stato al tempo t+1	
		Non povero (0)	Povero (1)
Non povero (0)	1987-1996	0.995	0.005
	1987-1992	0.995	0.005
	1992-1996	0.995	0.005
Povero (1)	1987-1996	0.125	0.875
	1987-1992	0.155	0.845
	1992-1996	0.088	0.912

Tabella 17: Indici di durata per alcune caratteristiche socioeconomiche (HDC).

Caratteristiche socioeconomiche		Tipo di privazione	
		Transitoria	Permanente
Macroregione	Nord ovest	0.074	0.027
	Nord est	0.081	0.027
	Centro	0.088	0.030
	Sud	0.168	0.086
	Isole	0.191	0.083
Sesso	Maschio	0.141	0.061
	Femmina	0.147	0.064
Educazione	Alto (>8 anni)	0.132	0.058
	Basso (<8 anni)	0.160	0.074
Disoccupazione	Alto (>0.12)	0.152	0.074
	Basso (<0.12)	0.138	0.060

Tabella 18: Indici di durata per alcune caratteristiche socioeconomiche (C).

Caratteristiche socioeconomiche		Tipo di privazione	
		Transitoria	Permanente
Macroregione	Nord ovest	0.141	0.011
	Nord est	0.169	0.011
	Centro	0.199	0.020
	Sud	0.562	0.129
	Isole	0.609	0.088
Sesso	Maschio	0.453	0.071
	Femmina	0.477	0.081
Educazione	Alto (>8 anni)	0.409	0.067
	Basso (<8 anni)	0.544	0.092
Disoccupazione	Alto (>0.12)	0.520	0.090
	Basso (<0.12)	0.438	0.074

Tabella 19: Indici di durata per alcune caratteristiche socioeconomiche (H).

Caratteristiche socioeconomiche		Tipo di privazione	
		Transitoria	Permanente
Macroregione	Nord ovest	0.028	0.006
	Nord est	0.029	0.006
	Centro	0.030	0.009
	Sud	0.068	0.038
	Isole	0.085	0.063
Sesso	Maschio	0.068	0.039
	Femmina	0.064	0.039
Educazione	Alto (>8 anni)	0.061	0.040
	Basso (<8 anni)	0.073	0.040
Disoccupazione	Alto (>0.12)	0.068	0.049
	Basso (<0.12)	0.066	0.035

Tabella 20: Indici di durata per alcune caratteristiche socioeconomiche (D).

Caratteristiche socioeconomiche		Tipo di privazione	
		Transitoria	Permanente
Macroregione	Nord ovest	0.101	0.068
	Nord est	0.095	0.068
	Centro	0.088	0.064
	Sud	0.131	0.089
	Isole	0.144	0.085
Sesso	Maschio	0.110	0.076
	Femmina	0.122	0.078
Educazione	Alto (>8 anni)	0.101	0.073
	Basso (<8 anni)	0.136	0.089
Disoccupazione	Alto (>0.12)	0.110	0.078
	Basso (<0.12)	0.117	0.077

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.
4. F. Bassi, *Un modello per la stima di flussi nel mercato del lavoro affetti da errori di classificazione in rilevazioni retrospettive*, Ottobre 1998.
5. Ginzburg, M. Scaltriti, G. Solinas e R. Zoboli, *Un nuovo autunno caldo nel Mezzogiorno? Note in margine al dibattito sui differenziali salariali territoriali*, Ottobre 1998.
6. M. Forni e S. Paba, *Industrial districts, social environment and local growth. Evidence from Italy*, Novembre 1998.
7. B. Contini, *Wage structures in Europe and in the USA: are they rigid, are they flexible?*, Gennaio 1999.
8. B. Contini, L. Pacelli e C. Villosio, *Short employment spell in Italy, Germany and Great Britain: testing the "Port-of-entry" hypothesis*, Gennaio 1999
9. B. Contini, M. Filippi, L. Pacelli e C. Villosio, *Working careers of skilled vs. unskilled workers*, Gennaio 1999
10. F. Bassi, M. Gambuzza e M. Rasera, *Il sistema informatizzato NETLABOR. Caratteristiche di una nuova fonte sul mercato del lavoro*, Maggio 1999.
11. M. Lalla e F. Pattarin, *Alcuni modelli per l'analisi delle durate complete e incomplete della disoccupazione: il caso Emilia Romagna*, Maggio 1999.
12. A. Paggiaro, *Un modello di mistura per l'analisi della disoccupazione di lunga durata*, Maggio 1999.
13. T. Di Fonzo e P. Gennari, *Le serie storiche delle forze di lavoro per il periodo 1984.1-92.3: prospettive e problemi di ricostruzione*, Giugno 1999.
14. S. Campostrini, A. Giraldo, N. Parise e U. Trivellato, *La misura della partecipazione al lavoro in Italia: presupposti e problemi metodologici di un approccio "time use"*, Ottobre 1999.
15. A. Paggiaro e N. Torelli, *Una procedura per l'abbinamento di record nella rilevazione trimestrale delle forze di lavoro*, Ottobre 1999.
16. A. D'Agostino, G. Ghellini e L. Neri, *A Multiple Imputation Method for School to Work Panel Data*, Ottobre 1999.
17. G. Betti, B. Cheli e A. Lemmi, *Occupazione e condizioni di vita su uno pseudo panel italiano: primi risultati, avanzamenti e proposte metodologiche*, Ottobre 1999.