

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

**Analisi delle dinamiche di
povertà e disoccupazione
su uno pseudo panel italiano**

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. 21

marzo 2000

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. Introduzione¹

Recenti ed autorevoli contributi evidenziano la centralità e la rilevanza delle tematiche connesse al fenomeno della povertà; emblematicamente a questo proposito citiamo quanto affermato da J. K. Galbraith nella lezione *“In the new century, the unfinished business of the old”*, recentemente tenuta alla *London School of Economics*² in occasione della laurea honoris causa conferita al medesimo studioso. La povertà, o meglio l’incremento relativo ed assoluto del fenomeno, la sua diffusione, le sue nuove forme e collocazioni geografiche (non più limitate alle lande desolate dei paesi poveri, ma anche estese ai centri urbani dei contesti socio-economici sviluppati) *“... is the most evident and painful of the economic and social legacies from the century past”* e rappresenta elemento prioritario da correggere, limitare e rimuovere nei prossimi anni.

Causa primaria - anche se non unica³ - di tale incremento, nelle economie sviluppate ed in particolare nella realtà europea, è senza dubbio il mutato modello produttivo derivante dal progresso tecnologico e dalla mondializzazione dell’economia ed i conseguenti rilevanti ridimensionamenti di livello nell’occupazione dipendente. E’ pertanto evidente l’interesse di analizzare, con strumenti adeguati, le connessioni tra disoccupazione e condizioni di disagio socio-economico, tentando di verificare su esperienze empiriche sufficientemente estese sia temporalmente, sia sezionalmente, ragionevoli ipotesi causative.

Verosimilmente il metodo più adeguato per affrontare un tale argomento non può prescindere da modellistiche abbastanza complesse ed articolate, quali ad esempio gli approcci di tipo Lisrel. In questo lavoro ci poniamo in un’ottica molto più limitata e preliminare, tentando di proporre, in primo luogo misure ragionevoli, ma congrue alla complessità ed alla dinamica, dei due fenomeni. Poi, sulla base di esse, condurre analisi preliminari, di tipo prevalentemente descrittivo, su predefinite “traiettorie” di tendenza, al fine di avere suggerimenti o “conforti” di tipo empirico a prime ipotesi relativamente semplici di tipo modellistico relazionale, percorrendo – cioè – sentieri uniequazionali di regressione panel.

Il riferimento empirico è costituito dalla realtà italiana del decennio 1987 – 1996, di estremo interesse socio-politico, nonché economico in senso stretto, in cui si realizzano notevoli elementi di svolta sul piano degli operatori macro-economici pubblici, con conseguenti e rilevanti mutamenti nei comportamenti delle unità economiche elementari (famiglie, imprese). E’ il periodo nel quale si

¹ Il presente lavoro, sebbene sia frutto del lavoro comune, è stato scritto da G. Betti per i paragrafi 2., 4.1, 4.2, 4.4 e le appendici A e B, da B. Cheli per i paragrafi 3., 4.3 e l’appendice C, e da A. Lemmi per i paragrafi 1. e 5.

² Una sintesi di tale lezione è pubblicata in *LSE Magazine* (1999) 11/2, pp. 4-5; il testo completo è consultabile al sito <http://www.lse.ac.uk/events>.

³ Basti pensare alla crisi del *welfare state* ed alla sterilizzazione di molti dei cosiddetti ammortizzatori sociali, difficilmente coniugabili con i vincoli di bilancio delle moderne economie.

comincia a porre significativamente mano al contenimento del debito pubblico, dilatatosi oltre ogni accettabile misura, facendo prevalentemente leva sul prelievo fiscale, con conseguenti contrazioni di consumi interni, di disponibilità complessive per famiglie e imprese, di condizioni di vita, pertanto, più difficili. E' anche il periodo che segna la fine della cosiddetta "prima repubblica" e della transizione ad assetti politico-istituzionali, peraltro tuttora ben lungi dall'essere definiti, almeno potenzialmente più stabili e pertanto più efficienti. Insomma, un eccellente "laboratorio" per condurre le analisi e le sperimentazioni accennate in precedenza.

Misure adeguate per i fenomeni in esame (povertà e disoccupazione) sono, in tale periodo, possibili, pure se con molta circospezione ed alcuni limiti. In primo luogo è possibile riferirsi alle più moderne definizioni di povertà in senso multidimensionale, cioè non solo limitate al solo contesto monetario, ma estese al più ampio panorama di privazione socio-economica (ed in questo senso preferiamo parlare di analisi delle condizioni di vita) e di considerare la natura sfocata e relativa del fenomeno in questione, così come è possibile considerare la partecipazione al lavoro.

Poi è parimenti possibile, anche se con difficoltà e con limiti analitici ben maggiori, costruire osservazioni dalle quali si possa ricavare la dinamica temporale dei due fenomeni. A questo proposito si deve, purtroppo, rilevare come non esista, in Italia, possibilità alcuna di disporre di informazioni longitudinalmente adeguate sui fenomeni in questione, nel periodo prescelto, dal momento che indagini panel di natura ufficiale non sono state condotte. Esiste una rilevazione ufficiale (Istat) di tipo panel all'interno della più ampia indagine condotta da Eurostat e nota come *European Community Household Panel (ECHP)*, comunque solo iniziata nel 1994 e della quale a tutt'oggi sono disponibili solo poche ed insufficienti, almeno ai nostri fini, informazioni.

E' comunque possibile, a partire dalle indagini Istat di tipo sezionale sui bilanci delle famiglie, costruire informazioni *pseudo-panel* che consentono, pur con molti limiti e rilevanti perdite di capacità analitica, di introdurre nello studio quegli elementi di dinamicità dai quali si possano osservare comportamenti, se non di unità elementari, almeno di coorti delle medesime. Studi precedenti condotti con tali strumenti⁴ in periodi più ristretti, ne delineano comunque una notevole utilità descrittiva ed interpretativa.

Il lavoro si articola in due parti, la prima dedicata agli aspetti prevalentemente teorico-metodologici (sez. 2 e 3), l'altra all'analisi dell'esperienza empirica (sez. 4).

Nella prima parte trovano collocazione alcune proposte innovative rispetto ai metodi di analisi sfocata della povertà descritti in precedenti contributi (Cheli e Lemmi, 1995; Cheli e Betti,

⁴ Lemmi (1998), Betti e Cheli (1998). Il ricorso allo pseudo-panel sui dati dell'indagine Istat sui Bilanci delle Famiglie è stato iniziato da Betti (1998) sulla scia del contributo di Deaton (1985).

1999; Betti *et al.*, 1999) e qui riportati in estrema sintesi per consentire una visione non frammentata e seguire uno sviluppo teorico altrimenti osservabile con difficoltà.

Le novità metodologiche presentate aggiungono realismo alla visione sfocata e dinamica dei fenomeni di deprivazione finora interpretate, negli stati di transizione, come realizzazioni di processi indipendenti. L'introduzione di una opportuna "memoria" consente di modellare la dipendenza tra stati del processo, rendendo evidentemente più realistico l'approccio analitico.

L'analisi empirica, riferita allo *pseudo panel* costruito sulla base delle informazioni individuali ricavate dal file standard Istat sui Consumi delle Famiglie nel periodo 1987 - 1996, è condotta sia a livello aggregato, sia per sotto-insiemi definiti da variabili socio-demografiche di particolare interesse (sesso, residenza, istruzione).

2. Analisi sfocata e relativa della povertà e della disoccupazione

In questo paragrafo descriviamo l'impiego di un approccio sfocato e relativo per l'analisi della povertà e la disoccupazione; premettiamo che la scelta di questa metodologia deriva da ordini di ragioni che differiscono a seconda del fenomeno trattato. Infatti, l'utilizzo di questo approccio per l'analisi della povertà consente di superare la classificazione troppo rigida ed inevitabilmente arbitraria nelle due categorie di poveri e non poveri; inoltre permette di analizzare congiuntamente più indicatori, consentendo così di evidenziare gli aspetti multidimensionali del fenomeno.

Differentemente, l'utilizzo di un approccio sfocato nell'analisi della disoccupazione è dovuto a ragioni sostanzialmente legate ai dati disponibili. In presenza di uno *pseudo panel* l'unità di riferimento non è più l'individuo, bensì la coorte, le cui variabili sono ottenute come aggregazioni da individui con stesse caratteristiche invariabili nel tempo; è impossibile in questo caso adottare una classificazione dicotomica tra coorti occupate e disoccupate, mentre una analisi sfocata consente di trattare il fenomeno in modo soddisfacente.

2.1 Il metodo TFR

Il metodo *Totally Fuzzy and Relative* (TFR) proposto da Cheli e Lemmi (1995) fa riferimento alla teoria degli insiemi sfocati (Zadeh, 1965; Dubois e Prade, 1980); si definisce il grado di povertà (disoccupazione) di ciascuna unità della popolazione analizzata come *funzione di appartenenza* (f.a.) alla sottopopolazione dei poveri (disoccupati).

La funzione di appartenenza alla sottopopolazione dei disoccupati associata ad ogni coorte è definita semplicemente come la frazione di individui disoccupati⁵ appartenenti alla coorte stessa.

Per quanto concerne la povertà vengono invece definiti due indicatori distinti, i quali misurano rispettivamente la privazione in termini monetari e non monetari. L'indicatore monetario si basa sulla funzione di ripartizione $F(\cdot)$ della distribuzione della variabile monetaria considerato ed è così definito:

$$f_M(y_i) = [1 - F(y_i)]^a \quad (1)$$

dove y_i è il valore monetario dell' i -esima osservazione, mentre a è un parametro tale da rendere il valor medio della (1) pari all'*Head Count Ratio*: $E[f_M(y_i)] = H$.

L'indicatore non monetario è definito a partire da un insieme di variabili supplementari e cattura gli aspetti multidimensionali non evidenziati dal solo indicatore monetario. Se supponiamo di osservare per ogni unità statistica un vettore di K variabili supplementari X_1, X_2, \dots, X_K , la funzione di appartenenza all'insieme dei poveri è definita come media ponderata degli indicatori associati alle variabili supplementari:

$$f_{VS}(\mathbf{X}_i) = \frac{\sum_{j=1}^K f(x_{ij}) * w_j}{\sum_{j=1}^K w_j} \quad (2)$$

Il sistema dei pesi, che è basato sulle distribuzioni delle variabili supplementari prese in considerazione e tiene conto della loro correlazione, è ampiamente descritto e giustificato in Betti e Verma (1999). La funzione $f(x_{ij})$ viene nuovamente definita in termini della funzione di ripartizione $F(\cdot)$ dell'indicatore X_j come segue⁶:

$$f(x_{ij}) = \begin{cases} F(x_{ij}) & \text{se il rischio di povertà aumenta all'aumentare di } X_j \\ 1 - F(x_{ij}) & \text{se il rischio di povertà diminuisce all'aumentare di } X_j \end{cases} \quad (3)$$

⁵ Lo status di disoccupato è definito nel paragrafo 4.

⁶ Tale specificazione, se necessario, può anche essere posta in forma normalizzata in modo che la f.a. risulti pari a 0 in corrispondenza della modalità di X_j a cui è associato il minimo rischio di privazione e pari a 1 in corrispondenza della modalità a cui è associato il rischio massimo.

2.2 Interazione tra povertà e disoccupazione

Negli ultimi anni è andato sviluppandosi un particolare interesse nello studio della povertà in un contesto longitudinale o dinamico. Infatti, nel caso in cui sia disponibile una serie di osservazioni successive sulla stessa unità statistica, si può misurare la durata del suo eventuale stato di privazione, e si possono osservare possibili cambiamenti di stato. Aggregando le unità statistiche è possibile caratterizzare la privazione in termini di "persistenza" (o "cronicità") e di "transitorietà". Ciò determina una rilevante ricaduta di politica economica: da un lato gli aspetti strutturali e ciclici della privazione possono essere considerati separatamente, dall'altro la privazione può essere connessa con un vasto insieme di eventi e di cambiamenti.

In particolare, nel presente lavoro ci proponiamo di analizzare la connessione tra disoccupazione e condizioni di vita (intese queste in senso molto lato, sia come privazione in termini monetari che non monetari); partiamo comunque dalla preliminare ipotesi che il livello di disoccupazione abbia un ruolo preminente per la spiegazione delle condizioni di vita.

In questo paragrafo sono descritte due metodologie semplici e ben note per una analisi multidimensionale, mentre nel paragrafo successivo viene presentato un nuovo contributo per una analisi sfocata e relativa delle dinamiche di povertà e di disoccupazione.

La prima metodologia qui considerata si basa sull'analisi delle traiettorie presentata da Hills (1998); questa consiste nell'osservazione dei cambiamenti nella distribuzione dell'indicatore di povertà (disoccupazione) nel corso del tempo. Nel nostro caso specifico prendiamo in considerazione la funzione di appartenenza all'insieme sfocato dei poveri (disoccupati) introdotta nel paragrafo precedente.

Viene inoltre analizzata la relazione tra condizioni di vita e disoccupazione tramite un modello di regressione panel con effetti fissi individuali; l'introduzione degli effetti individuali è necessaria per spiegare le differenze comportamentali esistenti tra gli individui e non imputabili alle variabili esplicative; il modello utilizzato è il seguente:

$$y_{it} = \mathbf{b}_0 + \mathbf{b}_1 X_{1it} + \dots + \mathbf{b}_k X_{kit} + \mathbf{m}_i + \mathbf{e}_{it} \quad (4)$$

o in forma matriciale: $\mathbf{y} = \mathbf{b}_0 * \mathbf{i}_{NT} + \mathbf{X} * \mathbf{B} + \mathbf{Z}_m * \boldsymbol{\mu} + \mathbf{e}$, dove la variabile risposta è una trasformazione *logit* dell'indicatore sfocato di povertà, altrimenti compreso tra 0 e 1; inoltre, tra le variabili esplicative, è incluso anche l'indicatore sfocato di disoccupazione.

3. Analisi sfocata e relativa delle dinamiche di povertà e di disoccupazione

In questo paragrafo descriviamo l'impiego degli indici TFR individuali per l'analisi delle dinamiche di povertà e di disoccupazione e proponiamo un avanzamento della metodologia fino ad oggi sviluppata. Per facilitare il lettore, da prima riassumiamo gli elementi essenziali del metodo, quindi descriviamo la nuova proposta che consiste in un modello dinamico con memoria del primo ordine.

3.1 Appartenenze congiunte e matrici di transizione tra stati sfocati

Innanzitutto è conveniente introdurre la seguente 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: $\mathbf{g}_i = \{g_{i0}, g_{i1}\}$, dove g_{il} rappresenta l'indice di privazione TFR definito nella (1) o nella (2), 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:

$$t_{lk}^{(1,2)} = \frac{E[g_{ikl}^{(1,2)}]}{E[g_{ik}^{(1)}]} \quad \text{con } k, = 0, 1; l = 0, 1 \quad (5)$$

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:

$$g_{ikl}^{(1,2)} = \min[g_{ik}^{(1)}, g_{il}^{(2)}] \quad , \quad \forall i = 1, \dots, n \quad (6)$$

con i seguenti vincoli relativi ai totali marginali:

$$\sum_l g_{ikl}^{(1,2)} = g_{ik}^{(1)} \quad \text{e} \quad \sum_k g_{ikl}^{(1,2)} = g_{il}^{(2)} \quad (7)$$

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 unica⁷, 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, $E[g_{11}^{(1,2)}]$ 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 $E[g_{10}^{(1,2)}] + E[g_{01}^{(1,2)}]$, 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.

3.2 Processo senza memoria

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

$$g_{iklm}^{(1,2,3)} = g_{ikl}^{(1,2)} t_{m|l}^{(2,3)} = g_{ikl}^{(1,2)} \frac{E[g_{lm}^{(2,3)}]}{E[g_l^{(2)}]}, \quad \forall i = 1, \dots, n \quad (8)$$

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. 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 (8) sono date da:

$$E[g_{klm}^{(1,2,3)}] = E[g_{kl}^{(1,2)}] t_{m|l}^{(2,3)} \quad (9)$$

⁷ 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 modo casuale, annullando la distorsione della matrice media che è poi quella che ci interessa ai fini dell'analisi.

Così, generalizzando la definizione (8) per T periodi di osservazione avremo che:

$$g_{ik_1k_2\dots k_T}^{(1,2,\dots,T)} = g_{ik_1k_2\dots k_{T-1}}^{(1,2,\dots,T-1)} t_{k_T|k_{T-1}}^{(T-1,T)} \quad (10)$$

da cui segue che:

$$E[g_{k_1k_2\dots k_T}^{(1,2,\dots,T)}] = E[g_{ik_1k_2\dots k_{T-1}}^{(1,2,\dots,T-1)}] t_{k_T|k_{T-1}}^{(T-1,T)} = E[g_{k_1k_2}^{(1,2)}] t_{k_3|k_2}^{(2,3)} \dots t_{k_T|k_{T-1}}^{(T-1,T)} \quad (11)$$

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. 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*.

3.3 Processo con memoria del primo ordine

Per introdurre una memoria del primo ordine e quindi per poter distinguere tra $t_{m|0l}^{(1,2,3)}$ e $t_{m|ll}^{(1,2,3)}$, 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, data dalla (6). Per semplicità facciamo nuovamente riferimento a tre soli periodi e definiamo la matrice di transizione come segue:

$$t_{m|kl}^{(1,2,3)} = \frac{E[g_{klm}^{(1,2,3)}]}{E[g_{kl}^{(1,2)}]} \quad (12)$$

Tale generico elemento esprime la propensione a passare dallo stato l allo stato m tra i tempi 2 e 3, condizionatamente allo stato k assunto al tempo 1. Di nuovo, il nocciolo del problema risiede

nella specificazione della funzione di appartenenza congiunta agli stati k , l ed m , che non era necessaria con il processo senza memoria, ma che lo diventa adesso. La definizione che sembra più coerente con la (6) è la seguente:

$$g_{iklm}^{(1,2,3)} = \min[g_{ikl}^{(1,2)}, g_{ikm}^{(1,3)}, g_{ilm}^{(2,3)}] \quad (i = 1, \dots, n) \quad (13)$$

sotto i vincoli marginali:

$$\sum_k g_{iklm}^{(1,2,3)} = g_{ilm}^{(2,3)} ; \sum_l g_{iklm}^{(1,2,3)} = g_{ikm}^{(1,3)} ; \sum_m g_{iklm}^{(1,2,3)} = g_{ikl}^{(1,2)} \quad (i = 1, \dots, n) \quad (14)$$

e con l'ulteriore vincolo della minima entropia. La precedente definizione assicura il rispetto della seguente condizione (la cui dimostrazione è fornita in Appendice C):

$$g_i^{(2)} = g_i^{(3)} (\forall i = 1, \dots, n) \Rightarrow \mathbf{T}_{m|0l}^{(2,3)} = \mathbf{T}_{m|ll}^{(2,3)} = \mathbf{I} \quad (15)$$

Infine, gli indici di privazione (disoccupazione) su T periodi si possono calcolare come segue:

$$E[g_{k_1 k_2 \dots k_T}^{(1,2,\dots,T)}] = E[g_{k_1 k_2 k_3}^{(1,2,3)}] t_{k_4 | k_2 k_3}^{(2,3,4)} \dots t_{k_T | k_{T-2} k_{T-1}}^{(T-2, T-1, T)} \quad (16)$$

4. Analisi empirica

Le metodologie per l'analisi longitudinale della povertà presentate nei paragrafi precedenti sono 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. 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.

Tabella 1: Indicatori di povertà monetaria (C), di povertà non monetaria (HD) e di disoccupazione.

	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993
Consumo equivalente (C)	0,1460	0,1354	0,1312	0,0869	0,0782	0,0884	0,1026
Condizioni abitative (H)	0,0446	0,0421	0,0364	0,0300	0,0238	0,0202	0,0199
Acqua potabile	0,0093	0,0099	0,0080	0,0105	0,0084	0,0094	0,0118
WC	0,0036	0,0035	0,0031	0,0023	0,0013	0,0010	0,0004
Bagno	0,0227	0,0209	0,0206	0,0124	0,0086	0,0061	0,0042
Acqua calda	0,0494	0,0426	0,0392	0,0255	0,0156	0,0107	0,0100
Riscaldamento centralizzato	0,1148	0,1169	0,1055	0,1003	0,0867	0,0759	0,0810
Telefono	0,1732	0,1613	0,1277	0,1048	0,0862	0,0747	0,0692
Beni durevoli (D)	0,3551	0,3366	0,3328	0,2994	0,2788	0,2631	0,2605
TV colori	0,1937	0,1506	0,1274	0,0921	0,0617	0,0483	0,0517
Videoregistratore	0,8831	0,8215	0,7640	0,6365	0,5503	0,4739	0,4328
Lavatrice	0,0582	0,0490	0,0477	0,0460	0,0364	0,0315	0,0356
Lavastoviglie	0,7945	0,7855	0,7862	0,7593	0,7419	0,7273	0,7209
Frigorifero	0,0327	0,0268	0,0269	0,0322	0,0246	0,0207	0,0258
Auto	0,0819	0,0759	0,1201	0,0650	0,0597	0,0572	0,0624
Computer	0,9129	0,9014	0,8973	0,8604	0,8508	0,8365	0,8341
Variabili supplementari (HD)	0,1909	0,1809	0,1761	0,1571	0,1441	0,1349	0,1335
<i>Tasso di disoccupazione</i>	<i>0,1572</i>	<i>0,1387</i>	<i>0,1382</i>	<i>0,1071</i>	<i>0,1015</i>	<i>0,0993</i>	<i>0,0931</i>

Lo *pseudo panel* consiste nell'aggregare le unità statistiche elementari in coorti ad appartenenza fissa, ovvero costruite basandosi su caratteristiche *time invariant*, o perlomeno considerabili tali ai fini operativi. Le variabili utilizzate sono le stesse ampiamente descritte in Betti *et al.* (1999), e cioè sesso, residenza e data di nascita; l'unica variante consiste nel fatto che vengono considerate solamente le coorti formate da individui nati tra il 1931 ed il 1972, ovvero da coloro che rientrano in età lavorativa (15-65 anni) per tutto il periodo 1987-1996.

4.1 Analisi cross section

Sulla base delle informazioni ottenute dallo *pseudo panel* sono stati calcolati gli indicatori di povertà e disoccupazione riportati nella Tab. 1. La funzione di appartenenza all'insieme dei poveri relativa alla variabile monetaria spesa per consumi resa equivalente⁸ (C), è ottenuta dalla funzione di ripartizione stimata⁹ a partire dalla distribuzione empirica individuale per l'anno di riferimento 1992. L'indice aggregato, riportato nella prima riga della Tab. 1, è ottenuto come media delle funzioni di appartenenza di ogni coorte considerata in questa analisi; è subito evidente la presenza di un trend nettamente decrescente nei primi cinque anni e di uno leggermente crescente per gli ultimi cinque. Confrontando questi risultati con i valori ufficiali dell'indicatore *Head Count Ratio* (H) calcolato sull'intero campione (Istat,1998) è necessario distinguere le cause di questo andamento: da un lato vi è una effettiva variazione dell'indicatore che rispecchia l'andamento dell'intero campione; dall'altro c'è da considerare il fatto che qui osserviamo solamente le coorti formate da individui in età lavorativa: in accordo con la teoria del ciclo vitale, la spesa per consumi in un arco di tempo così lungo tende a mostrare un andamento ad U capovolta, di conseguenza l'indicatore di povertà mostra un andamento ad U, come notato dalla Tab. 1.

Nelle righe da 2 a 17 sono riportate gli indicatori sfocati relativi alle variabili supplementari; le variabili scelte sono tutte dicotomiche e descrivono le condizioni abitative (indice H) e i beni durevoli (D) posseduti dagli individui appartenenti alle coorti considerate. In questo modo, ogni indice riportato in tabella rappresenta la frazione di individui che non sono in possesso di un certo bene durevole o non godono di un certo standard abitativo. L'indicatore di povertà multidimensionale (HD) è ottenuto aggregando le variabili supplementari attraverso la formula (2), dove il sistema dei pesi, riportato nell'ultima colonna della Tab. 1, è stato calcolato per l'anno di riferimento 1992. A differenza dell'indicatore monetario, quello relativo alle variabili supplementari

⁸ E' stata utilizzata una scala di equivalenza ottenuta dalla stima di un sistema completo di domanda (Betti, 1999).

⁹ E' stata utilizzata una distribuzione di tipo Dagum, per i dettagli si veda Lemmi *et al.* (1997).

mostra un costante andamento decrescente, in quanto la teoria del ciclo vitale relativa al consumo non si applica ai beni durevoli o alle condizioni abitative.

Infine nell'ultima riga della Tab. 1 sono riportati gli indicatori riferiti alla disoccupazione e definiti come percentuale di disoccupati¹⁰ tra gli individui appartenenti alle coorti prese in considerazione; anche in questo caso l'indicatore decresce con il passare degli anni, mano a mano che diminuisce la quota dei giovani, tra i quali la disoccupazione è notoriamente più elevata.

4.2 Traiettorie di povertà e disoccupazione

In questo paragrafo analizziamo le dinamiche delle distribuzioni degli indicatori di povertà e di disoccupazione, con lo scopo di evidenziare eventuali relazioni di causa-effetto. Per ogni anno analizzato, e per ogni distribuzione, le coorti sono suddivise in dieci **gruppi**: nel primo gruppo sono collocate le coorti con un valore della funzione di appartenenza inferiore al primo decile della distribuzione; nel secondo gruppo sono inserite le coorti con valori compresi tra il primo ed il secondo decile, e così via fino all'ultimo gruppo (il più deprivato o più disoccupato) dove sono collocate le coorti con valori della funzione di appartenenza superiore al nono decile.

Sulla base delle 140 sequenze osservate, e seguendo la proposta di Hills (1998), vengono individuate le seguenti traiettorie tipo:

- a) **Traiettorie stabili**: sono traiettorie che partono da un gruppo ed arrivano allo stesso gruppo o ad un gruppo contiguo, senza però spostarsi più di due gruppi da quello di partenza. Sono il gruppo più numeroso, e per una analisi di causa-effetto tra disoccupazione e povertà è interessante suddividere questa categoria in tre sottocategorie:
 - a1) Traiettorie stabili non deprivate: le traiettorie partono dai primi tre gruppi.
 - a2) Traiettorie stabili poco deprivate: le traiettorie partono dai gruppi 4 - 7.
 - a3) Traiettorie stabili molto deprivate: le traiettorie partono dagli ultimi tre gruppi.
- b) **Traiettorie positive**: sono traiettorie in cui il gruppo di arrivo risulta essere migliore di quello di partenza di almeno due unità; inoltre le traiettorie non devono presentare un peggioramento annuale superiore alle due unità.

¹⁰ 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.

- c) **Traiettorie negative:** sono traiettorie in cui il gruppo di arrivo risulta essere peggiore di almeno due gruppi rispetto al gruppo di partenza; analogamente al caso precedente le traiettorie non devono presentare un miglioramento annuale superiore alle due unità.
- d) **Blips:** sono traiettorie con un gruppo di arrivo uguale o adiacente a quello di partenza, che però subiscono spostamenti superiori alle due unità.
- e) **Altre traiettorie:** traiettorie con alta variabilità, le quali non rientrano in nessuna categoria precedente.

Diversamente dal contributo di Hills abbiamo suddiviso le traiettorie "stabili" in tre sottocategorie, per separare le coorti molto deprivate (a3), costituite fondamentalmente da coorti di giovani residenti nel Sud e nelle Isole, dalle coorti non deprivate (a1), costituite da tutte le coorti maschili "mature" del Centro-Nord, oltre ad alcune coorti femminili.

Tabella 2: Distribuzione delle traiettorie per ognuno dei tre indicatori, C, HD e DIS.

	Stabili			Positive	Negative	Blips	Altre
	a1	a2	a3				
C	14.1%	11.9%	13.2%	27.5%	24.4%	6.1%	2.8%
HD	18.3%	20.4%	15.6%	23.0%	18.9%	2.1%	1.7%
DIS	16.2%	13.7%	11.1%	28.6%	23.7%	4.1%	2.6%

Nella Tab. 2 sono riportate le percentuali di ogni tipologia di traiettorie rispettivamente riferite all'indice di privazione C, all'indice HD e all'indice di disoccupazione. Mettendo a confronto le prime due righe della Tab. 2 è possibile osservare come la percentuale di traiettorie stabili riferite all'indicatore monetario C (circa 39%) sia molto inferiore a quella riferita all'indicatore HD (circa 54%); ciò è attribuibile ad una maggiore variabilità della spesa per consumi nel corso degli anni, rispetto alle condizioni abitative ed al possesso di beni durevoli; questo fatto è ovviamente compensato da una più alta percentuale di traiettorie, dell'indicatore C rispetto all'indicatore HD, che presentano una alta variabilità nel corso del tempo, riscontrabili nelle categorie "blips" e "altre traiettorie" (+ 5% circa).

La distribuzione delle traiettorie dell'indicatore di disoccupazione mostra un andamento simile a quella dell'indicatore C; comunque, anche in questo caso vi è una prevalenza di traiettorie sostanzialmente stabili (circa 40%).

Interessante è analizzare la relazione di causa-effetto tra disoccupazione ed indici di privazione; nelle Tab. 3 e 4 sono riportate le distribuzioni delle traiettorie di disoccupati condizionate ad alcune tipologie di traiettorie di privazione, in particolare le "positive" e le "negative".

Tabella 3: Relazione causa effetto tra traiettorie di disoccupazione e di privazione (C)

Traiettorie di privazione	Traiettorie di disoccupazione					
	Stabili	Positive	Negative	Blips	Altre	Totale
Positive	32.3%	51.5%	6.4%	6.2%	3.6%	100%
Negative	20.9%	5.3%	62.4%	7.2%	4.2%	100%

Tabella 4: Relazione causa effetto tra traiettorie di disoccupazione e di privazione (HD)

Traiettorie di privazione	Traiettorie di disoccupazione					
	Stabili	Positive	Negative	Blips	Altre	Totale
Positive	42.7%	36.3%	8.5%	8.2%	4.3%	100%
Negative	35.3%	7.3%	45.4%	6.8%	5.2%	100%

Dalla prima riga della Tab. 3 si osserva che circa la metà delle coorti con una traiettoria "positiva" dell'indice di povertà C, sono caratterizzate da traiettorie di disoccupazione anch'esse "positive". La relazione tra disoccupazione e privazione in termini monetari è ancor più evidente se consideriamo le traiettorie di privazione "negative"; dalla seconda riga della Tab. 3 si osserva che più del 60% di queste traiettorie mostra un andamento di tipo "negativo" anche per quanto riguarda la disoccupazione.

La relazione tra disoccupazione e privazione in termini non monetari è invece molto meno evidente. Infatti, dalla prima riga della Tab. 4 è possibile osservare che circa un terzo delle traiettorie di privazione non monetaria "positive" mostrano un andamento "positivo" dell'indice di disoccupazione: questo valore è molto vicino alla percentuale totale di coorti con un andamento "positivo" dell'indice di disoccupazione (28%).

Infine, un peggioramento dell'indice di disoccupazione ha un effetto maggiore nel peggioramento dell'indicatore di povertà non monetaria: infatti dalla seconda riga della Tab. 4 si osserva che ben il 45% delle traiettorie di povertà "negative" mostrano degli andamenti "negativi" di disoccupazione.

4.3 Dinamiche di povertà e di disoccupazione

In questo paragrafo analizziamo le dinamiche di povertà e di disoccupazione seguendo il metodo con memoria del primo ordine descritto al par. 3. Inoltre faremo un confronto con i risultati ottenuti applicando il modello senza memoria al fine di trarre utili indicazioni di natura metodologica.

4.3.1. Analisi basata sul modello con memoria del primo ordine

Nelle Tab. A.1, A.2 e A.3 sono riportati gli indici TFR rispettivamente di privazione monetaria (C), non monetaria (HD) e di disoccupazione, calcolati sull'intero *pseudo panel*. La seconda 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.

Privazione in termini monetari (C). La prima cifra di Tab. A.1 (0.8108) 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 (0.1066) può considerarsi un indice di privazione di tipo prevalentemente transitorio, mentre la seconda (0.0826) misura la privazione di tipo prevalentemente permanente. Il loro confronto rivela che, nei 10 anni esaminati, la privazione in 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. Dal primo al secondo quinquennio si registra un complessivo miglioramento, segnalato dal fatto che la proporzione sfocata di non poveri per tutti e 5 gli anni aumenta da 0.8410 a 0.8845. Peraltro, ad un esame più approfondito si osserva che, mentre gli indici di privazione da 1 a 3 anni diminuiscono, quelli relativi a 4 e 5 anni aumentano. Questo suggerisce che il miglioramento registrato in media è dovuto essenzialmente a una diminuzione della privazione di tipo congiunturale, mentre all'opposto si registra un lieve aumento della privazione di durata maggiore di 3 anni, con cause verosimilmente di tipo strutturale.¹¹

Privazione non monetaria (HD). Sulla base dell'informazione fornita dalle variabili che abbiamo considerato, la privazione non monetaria ha assunto nel decennio esaminato un carattere prevalentemente persistente, al contrario della privazione in termini di consumo. Ciò dipende evidentemente dal fatto che il possesso di determinati beni durevoli, così come la presenza di determinati servizi nell'abitazione sono variabili meno soggette a fluttuazioni di breve periodo di quanto lo sia la spesa per consumi. Il confronto tra il primo ed il secondo quinquennio rivela invece

¹¹ Va peraltro sottolineato che, operando in un contesto di privazione relativa, non è affatto detto che le condizioni dei più disagiati siano peggiorate in termini assoluti, in quanto l'aggravamento che li riguarda potrebbe essere, in tutto o in parte, dovuto al miglioramento delle condizioni di chi sta relativamente meglio.

una tendenza del tutto simile a quella registrata per l'indice C e cioè un miglioramento complessivo segnalato dall'indice di non privazione che aumenta da 0.8040 a 0.8567, insieme alla diminuzione degli indici di privazione relativi alle durate più brevi, a cui si contrappone invece l'aumento di quello relativo alla durata più lunga (5 anni). Anche qui vale la considerazione fatta alla nota precedente riguardo alla relatività della privazione.

Disoccupazione. La disoccupazione, per come è stata qui definita, si presta ad un'analisi più approfondita e ad un'interpretazione più precisa che non è invece possibile nel caso della povertà. Ciò dipende dal fatto che la povertà è stata definita come una variabile sfocata già a livello individuale e di conseguenza gli indici TFR non sono interpretabili come proporzioni di individui poveri, ma solo come medie di valori individuali di privazione¹².

La disoccupazione, al contrario, a livello individuale è definita come variabile dicotomica, anche se a livello di coorte dello *pseudo panel* è trattata come sfocata (si ricordi che essa è definita come la proporzione di disoccupati nella coorte). Di conseguenza gli indici TFR sono propriamente interpretabili come proporzioni medie di disoccupati o, dato che lo *pseudo panel* si riferisce alla sola popolazione attiva, come tassi medi di disoccupazione.

Le cifre della Tab. A.3 indicano che circa il 30% (ultima cifra della seconda colonna) degli individui è stato disoccupato per almeno un anno sui 10 esaminati. Di questi, 1/3 sono stati disoccupati per un solo anno e più della metà lo sono stati per 1 o 2 anni. Inoltre più di 2/3 degli individui hanno subito disoccupazione transitoria (da 1 a 5 anni), mentre la disoccupazione persistente ha riguardato meno di 1/3 del campione.

Passando dal primo al secondo quinquennio si è verificato un miglioramento complessivo segnalato dal fatto che la proporzione di occupati in tutti e 5 gli anni è salita da 0.7438 a 0.8558. Similmente al caso della povertà, tale miglioramento è accompagnato dalla diminuzione degli indici relativi a durate da 1 a 4 anni, a cui però si contrappone un lieve aumento dell'ultimo indice che si riferisce a un tipo di disoccupazione con cause probabilmente strutturali¹³.

Matrici di transizione. Una prospettiva diversa e complementare in cui analizzare le dinamiche di privazione si ricava dalle matrici di transizione tra stati sfocati. Le Tabb. A.4 – A.6 riportano le matrici di transizione medie calcolate sull'intero decennio.

Privazione (C e HD). Iniziamo ad esaminare le matrici medie relative alla privazione monetaria (Tab. A.4). E' immediato notare come gli elementi della matrice si differenzino notevolmente a seconda dello stato al tempo $t-1$, fatto che rivela l'esistenza di memoria nelle dinamiche di privazione. In particolare il fatto di essere stati poveri in $t-1$, rispetto al fatto di non

¹² Per chiarire opportunamente questo aspetto si rimanda a Lemmi *et al.* (1997).

¹³ E' bene sottolineare che, differenza di ciò che si verifica con la povertà, che è considerata in senso relativo, le variazioni riscontrate a livello di disoccupazione sono sempre da intendersi in senso assoluto.

esserlo stati, determina una maggiore propensione ad impoverirsi tra t e $t+1$ (0.3381 contro 0.0052) e una maggiore propensione a rimanere in stato di privazione (0.9172 contro 0.5102). Di riflesso si registra minore propensione sia a rimanere fuori dalla privazione, che ad uscirvi. Un fatto del tutto analogo si registra anche a livello di privazione non monetaria (Tab. A.5). Ciò che invece distingue i due tipi di privazione sono le propensioni alla mobilità e alla persistenza negli stati. Le propensioni a rimanere nello stesso stato (povertà o non povertà) per 3 anni consecutivi risultano maggiori per l'indice HD ($t_{000}^{(1,2,3)}$ è 0.999 contro 0.9948, mentre $t_{111}^{(1,2,3)}$ è 0.9456 contro 0.9172) e di riflesso le propensioni a cambiare stato dopo due anni trascorsi nello stesso ($t_{100}^{(1,2,3)}$ e $t_{011}^{(1,2,3)}$) risultano invece maggiori per l'indice C. Questa maggiore mobilità che caratterizza l'indice C è da collegare al fatto che, come già osservato in precedenza, la spesa per consumi è molto più soggetta a fluttuazioni di breve periodo rispetto agli *items* non monetari. La propensione a impoverirsi tra i tempi t e $t+1$ risulta ancora maggiore per l'indice C, anche quando c'era privazione in $t-1$ ($t_{110}^{(1,2,3)}$ è 0.3381 contro 0.2278). La mobilità verso l'alto (ovvero la propensione a divenire non povero) nel caso in cui ci fosse già non privazione al tempo $t-1$ risulta invece maggiore per l'indice HD ($t_{001}^{(1,2,3)}$ è 0.7141 contro 0.4898).

Disoccupazione. Come è naturale aspettarsi, le cifre di Tab. A.6 confermano anche per le dinamiche di disoccupazione l'esistenza di memoria. Infatti, sia la propensione a divenire che quella a rimanere disoccupato tra t e $t+1$ risultano notevolmente maggiori nel caso in cui ci sia stata disoccupazione in $t-1$ ($t_{1k0}^{(1,2,3)}$ è 0.3702 per $k = 1$ e 0.0092 per $k = 0$, mentre $t_{1k1}^{(1,2,3)}$ è 0.8547 per $k = 1$ e 0.5103 per $k = 0$). Di riflesso, la propensione a trovare occupazione e quella a mantenerla risultano maggiori per coloro che erano occupati in $t-1$. Altre considerazioni interessanti sono le seguenti: un individuo disoccupato da (almeno) 2 anni ha una probabilità di rimanere disoccupato quasi 6 volte maggiore di quella di trovare occupazione (0.8547/0.1453). Diversamente, per un individuo disoccupato da un anno soltanto la probabilità di trovare occupazione (0.4897) è quasi la stessa di rimanere disoccupato (0.5103).

Analisi disaggregata. Al fine di ricavare utili informazioni riguardo a come i fenomeni della privazione e della disoccupazione sono influenzati da determinate variabili di natura demografica o economica, abbiamo disaggregato gli indici TFR rispetto a: macroregione di residenza, sesso, livello di istruzione e (solo gli indici di privazione) disoccupazione. Non abbiamo invece considerato l'età, poiché, nell'arco di tempo esaminato, essa aumenta di 10 anni e dunque una classificazione sensata e contemporaneamente valida per tutto il periodo degli individui rispetto a tale variabile non era possibile. In alternativa avremmo potuto disaggregare in base all'anno di nascita, ma ciò non sarebbe stato di molta utilità ai fini dell'analisi. Per esigenze di sintesi abbiamo

considerato soltanto gli indici più importanti: nella terza colonna delle Tab. A.7 – A.9 compaiono le proporzioni (sfocate nel caso della povertà) di coloro che hanno sperimentato almeno 1 anno su 10 di povertà o disoccupazione; nella quarta colonna sono riportati gli indici di povertà o disoccupazione transitoria (che si riferiscono cioè a una durata compresa tra 1 e 5 anni), mentre nell'ultima colonna compaiono gli indici di povertà o disoccupazione persistente (relativi a durate comprese tra 6 e 10 anni).

Privazione. Dalle Tab. A.7 e A.8 relative rispettivamente alla privazione monetaria (C) e a quella non monetaria (HD) si ricava che la macroregione con il più alto livello di povertà misurato su 10 anni è quella delle Isole, seguita dal Sud. In base all'indice C le Isole manifestano anche il più alto valore di privazione transitoria, mentre la privazione persistente è quasi la stessa che al Sud, dove si riscontra il valore massimo. In base invece all'indice HD le Isole detengono il più alto valore di privazione persistente, mentre a livello di privazione transitoria sono seconde dopo il Sud. Le macroregioni più benestanti sono invece quelle del Centro-Nord. In particolare il Nord-Est risulta la più benestante in termini di spesa per consumi, mentre il Centro è quella dove si riscontra la maggiore disponibilità di servizi nelle abitazioni e di *items* durevoli. Il Nord-Ovest, invece, risulta sempre terza in ordine di benessere. Dunque, in sintesi, gli indici C e HD evidenziano in modo concorde una netta dicotomia tra il Sud e le Isole, dove si riscontrano i livelli di privazione mediamente più alti, e il resto del Paese.

Riguardo alla disaggregazione per sesso, le donne risultano complessivamente più povere degli uomini rispetto ad entrambi gli indici C e HD. In particolare, lo svantaggio delle donne si riscontra essenzialmente a livello di privazione permanente, facendo pensare all'azione di cause di tipo strutturale, mentre a livello di privazione transitoria il divario appare trascurabile.

Per quanto riguarda il grado di istruzione, abbiamo classificato gli individui in due gruppi: quelli con al massimo 8 anni di istruzione (corrispondenti alla scuola dell'obbligo in vigore fino ad oggi) e quelli con un periodo di istruzione maggiore. Come era da aspettarsi, gli individui meno istruiti risultano mediamente i più poveri, sia in termini monetari che non, con valori più elevati di privazione sia transitoria che persistente.

Infine, esaminando la povertà in relazione alla disoccupazione, si nota che le coorti caratterizzate dai tassi di disoccupazione relativamente più elevati manifestano anche i valori di povertà (di durata da 1 a 10 anni) più elevati secondo entrambi gli indici C e HD. Inoltre, sempre per entrambi gli indici, ad una maggiore incidenza della disoccupazione corrisponde un aumento della povertà persistente che appare abbastanza lieve in termini di HD e decisamente marcato, invece, in termini di consumo (C). A livello di privazione transitoria, invece, all'aumentare della disoccupazione non si riscontrano aumenti di HD, mentre curiosamente si riscontra una sia pur lieve

diminuzione dell'indice C. In sintesi, si può comunque affermare che la disoccupazione incide soprattutto sulla privazione di lunga durata e in modo più marcato a livello di consumi.

Disoccupazione. Con riferimento alla Tab. A.9 si osserva che, secondo tutti e tre gli indici, la macro regione con la più alta incidenza di disoccupazione è quella delle Isole, seguita a breve distanza dal Sud, mentre le restanti macro regioni italiane presentano tutte valori nettamente più bassi. In particolare, le più basse incidenze si riscontrano nel Nord Est (dove la proporzione di coloro che sono stati disoccupati per almeno 1 anno su 10 risulta 0.1223) e nel Centro (in cui la proporzione è pari a 0.1305).

Per quanto riguarda la distinzione per sesso, le femmine risultano più colpite dalla disoccupazione rispetto ai maschi, con un valore dell'indice generale di 0.2377 contro 0.1911. Tale svantaggio riguarda essenzialmente la disoccupazione transitoria, non essendovi differenza a livello di quella persistente. L'incidenza complessiva della disoccupazione risulta maggiore tra coloro che hanno un basso grado di istruzione; tuttavia, da questo tipo di analisi, la differenza appare piuttosto ridotta (0.1707 contro 0.1623) rispetto a ciò che ci si potrebbe aspettare a priori. Inoltre, lo svantaggio dei meno istruiti riguarda essenzialmente la disoccupazione di breve durata, mentre quella persistente appare addirittura più rilevante per i più istruiti.

4.3.2. *Confronto con i risultati ottenuti con il modello senza memoria.*

Allo scopo di trarre utili indicazioni di carattere metodologico, abbiamo ripetuto l'analisi empirica esposta in precedenza a livello dell'intero *pseudo panel*, applicando il modello senza memoria descritto al paragrafo 3. I risultati sono riportati nell'Appendice B. Per la verità, un'applicazione del tutto simile era già stata effettuata da Betti *et al.* (1999) sullo stesso *pseudo panel*, utilizzando però una specificazione diversa per la funzione di appartenenza rispetto al consumo e facendo riferimento ad un indice di povertà globale (HDC), anziché a quello non monetario (HD). Il confronto tra i risultati di quella ricerca e quelli precedentemente esposti in questo paragrafo, pertanto, non sarebbe stato del tutto appropriato.

Le Tab. B.1 – B.4 basate sull'ipotesi di assenza di memoria sono del tutto analoghe alle A.1 – A.6. A parte il fatto che le singole cifre sono ovviamente diverse tra le prime e le seconde, si può notare una sostanziale concordanza dei risultati. In particolare, l'applicazione del modello senza memoria riproduce i seguenti risultati ottenuti con il modello più complesso con memoria del primo ordine (nel seguito si evidenziano anche le discordanze):

- la privazione monetaria (C) presenta carattere prevalentemente transitorio, mentre quella non monetaria (HD) si rivela di tipo soprattutto permanente;

- dal primo al secondo quinquennio si assiste ad un miglioramento complessivo per entrambi i tipi di privazione: la proporzione sfocata di non poveri per tutti e 5 gli anni passa da 0.8314 a 0.8776 per C e da 0.7998 a 0.8533 per HD. Inoltre, solo per l'indice C, mentre i valori di privazione relativi a durate tra 1 e 3 anni diminuiscono, quelli di durata più lunga aumentano.
- l'indice di disoccupazione transitoria risulta maggiore di quello disoccupazione persistente. Per altro il modello senza memoria tende a sovrastimare l'incidenza complessiva della disoccupazione: l'indice di durata 1-10 anni risulta pari a 0.3622, contro 0.2940 in base al modello con memoria.
- Dal primo al secondo quinquennio si assiste ad un aumento complessivo della proporzione di occupati per tutti e 5 gli anni, a cui però si contrappone un aumento della disoccupazione di lunga durata.

4.4 Il modello di regressione panel¹⁴

In questo paragrafo analizziamo la relazione di causa-effetto tra disoccupazione e privazione utilizzando modelli di regressione per dati panel con effetti fissi individuali; in ogni modello la variabile risposta è una trasformazione *logit* dell'indicatore sfocato di povertà, altrimenti compreso tra 0 e 1, mentre le variabili esplicative sono l'indicatore di disoccupazione attuale e quello ritardato di un anno. Questa analisi è ripetuta, per entrambi gli indicatori di povertà, inizialmente su tutto il campione, e successivamente disaggregando per macroregione di residenza e per sesso; i risultati sono riportati nelle Tab. 5 e 6: la colonna due di entrambe le tabelle riporta le stime¹⁵ del parametro β_1 del modello con la sola disoccupazione attuale come variabile esplicativa:

$$\log\left(\frac{f}{1-f}\right)_{i,t} = \mathbf{b}_0 + \mathbf{b}_1 DIS_{i,t} + \mathbf{m}_i + \mathbf{e}_{i,t} \quad i=1,2,\dots,N \quad t=1,2,\dots,T \quad (17)$$

Nelle colonne tre e quattro sono invece riportate le stime dei parametri del modello in cui è stato inserito anche l'indicatore di disoccupazione ritardato di un anno:

$$\log\left(\frac{f}{1-f}\right)_{i,t} = \mathbf{b}_0 + \mathbf{b}_1 DIS_{i,t} + \mathbf{b}_2 DIS_{i,t-1} + \mathbf{m}_i + \mathbf{e}_{i,t} \quad i=1,2,\dots,N \quad t=2,3,\dots,T \quad (18)$$

¹⁴ C'è da premettere che questa analisi è esplorativa e preliminare ad ulteriori ricerche che ci riproponiamo di effettuare nel prossimo futuro.

¹⁵ Abbiamo utilizzato lo stimatore *within*.

Iniziamo l'analisi dai modelli stimati su tutto il campione, le cui stime sono riportate nella prima riga di ogni tabella; è importante osservare come non sia possibile dare una precisa interpretazione ai parametri stimati, in quanto la variabile risposta è una trasformazione *logit* degli indicatori di povertà; è però possibile confrontare i risultati fra le Tabb. 5 e 6.

Tabella 5: Modelli di regressione panel, indicatore di povertà monetario (C)*.

Campione	Modello senza ritardi	Modello con ritardi	
	DIS	DIS	DIS_RIT
Completo	1.0984 (0.0632)	1.0482 (0.0645)	0.4773 (0.0735)
Nord-Ovest	1.5575 (0.1526)	1.2547 (0.1595)	0.7110 (0.2046)
Nord-Est	1.9229 (0.1884)	1.6525 (0.1871)	1.0091 (0.2298)
Centro	1.2918 (0.1285)	1.2206 (0.1431)	0.4792 (0.1683)
Sud	0.7235 (0.1133)	0.7394 (0.1209)	0.0991 (0.1351)
Isole	0.5828 (0.1222)	0.6425 (0.1326)	0.2355 (0.1426)
Maschi	1.3930 (0.0968)	1.2978 (0.0987)	0.5847 (0.1119)
Femmine	0.9010 (0.0831)	0.8754 (0.0854)	0.3791 (0.0997)

*Gli *standard errors* sono riportati in parentesi; le celle ombreggiate corrispondono a parametri non significativi.

L'effetto della disoccupazione è più evidente sull'indicatore di povertà monetaria (1.0984) rispetto a quello di povertà non monetaria (0.5957); se consideriamo i modelli (18) con regressori ritardati, osserviamo invece che la disoccupazione ritardata ha un effetto relativo maggiore nel caso dell'Indicatore HD: infatti, 0.3447 è circa il 60% del valore del parametro del regressore non ritardato; alternativamente, se prendiamo in considerazione l'indicatore C, questa percentuale scende a poco più del 40%.

Questo fatto è molto evidente in tutti i modelli stimati disaggregando il campione per macroregione di residenza e per sesso: evidentemente un alto livello di disoccupazione provoca una drastica riduzione del reddito disponibile e quindi dei consumi attuali, mentre l'effetto è molto meno evidente negli anni successivi; invece, nel caso dell'indicatore HD, il lieve peggioramento delle condizioni abitative o il mancato acquisto di beni durevoli, incide anche nei periodi futuri.

Tabella 6: Modelli di regressione panel, indicatore di povertà non monetario (HD)*.

Campione	Modello senza ritardi	Modello con ritardi	
	DIS	DIS	DIS_RIT
Completo	0.5957 (0.0339)	0.5458 (0.0338)	0.3447 (0.0390)
Nord-Ovest	0.6593 (0.0838)	0.5080 (0.0836)	0.3848 (0.1072)
Nord-Est	0.7841 (0.0867)	0.6709 (0.0877)	0.5311 (0.1078)
Centro	0.6360 (0.0710)	0.5558 (0.0773)	0.3319 (0.0909)
Sud	0.6263 (0.0824)	0.5930 (0.0822)	0.3368 (0.0919)
Isole	0.4260 (0.0612)	0.4401 (0.0639)	0.2512 (0.0688)
Maschi	0.6631 (0.0536)	0.5707 (0.0533)	0.4401 (0.0604)
Femmine	0.5506 (0.0436)	0.5231 (0.0437)	0.2751 (0.0510)

*Gli *standard errors* sono riportati in parentesi.

Passiamo ora a commentare i risultati corrispondenti ai modelli stimati sulla base della disaggregazione per macroregione e per sesso. Per entrambi gli indicatori di povertà è possibile osservare che l'effetto della disoccupazione è maggiore nelle regioni settentrionali, dove peraltro si registrano tassi di disoccupazione più bassi (ma anche valori più bassi degli indicatori di povertà). Questo fatto è riscontrabile anche operando la disaggregazione per sesso, in quanto i parametri stimati per le coorti maschili sono costantemente superiori a quelli stimati per le coorti femminili.

Infine c'è da notare che i parametri riferiti all'indicatore di disoccupazione ritardato, nel modello dell'indicatore C, risultano essere non significativi nel caso dell'Italia meridionale ed insulare.

5. Conclusioni

Nel presente lavoro vengono analizzate le dinamiche di povertà e di disoccupazione attraverso l'utilizzo di un approccio multidimensionale, totalmente sfocato e relativo, applicato 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 condotta con il preciso intento di raggiungere un duplice obiettivo; da un lato si è voluto introdurre una metodologia sfocata e dinamica adeguata alla modellizzazione della povertà, attraverso l'utilizzo di un processo con "memoria" del primo ordine. Dall'altro si è cercato di analizzare le connessioni tra i fenomeni della disoccupazione e della privazione, tentando di verificare precise relazioni di causa-effetto; certamente il metodo più adeguato per affrontare un tale argomento non può prescindere da modellistiche abbastanza complesse ed articolate, quali ad esempio gli approcci di tipo Lisrel. Qui invece ci poniamo in un'ottica molto più limitata e preliminare, di tipo prevalentemente descrittivo, definendo alcune "traiettorie" di tendenza, al fine di avere suggerimenti per modelli di regressione panel.

Dall'analisi condotta 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.

Dalle relazioni tra disoccupazione e condizioni di vita è possibile osservare alcune caratteristiche molto interessanti:

- La disoccupazione ha un effetto sulla privazione in termini monetari più tangibile di quello sulla privazione non monetaria.
- Alternativamente, la disoccupazione negli istanti temporali passati ha un effetto "memoria" relativamente più elevato sull'indicatore non monetario, in particolare sull'indice multidimensionale calcolato sulla base del possesso di beni durevoli.
- Infine, dall'analisi per "traiettorie" si osserva che un miglioramento dell'indice di disoccupazione ha un effetto positivo sulle dinamiche di povertà; questo effetto, però, è inferiore all'effetto negativo che è provocato da un peggioramento dell'indice di disoccupazione di eguale entità.

Riferimenti bibliografici

- Betti G. (1998) "Scale di equivalenza intertemporali: un'applicazione sulla base dell'pseudo panel dell'indagine Istat sui Consumi delle Famiglie 1985 - 1994", Tesi di Dottorato in Statistica Applicata, X ciclo, Università di Firenze.
- 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., Cheli B. (1998) "Panel and Pseudo Panel Techniques for Living Conditions Analysis Following a Fuzzy Approach", *Statistica Applicata* **10** (4) pp. 557-570.
- Betti G., Cheli B., Lemmi A. (1999) "Occupazione e condizioni di vita su un pseudo panel Italiano: primi risultati, avanzamenti e proposte metodologiche", Working Paper della serie "Lavoro e disoccupazione: questioni di misura e di analisi", Dipartimento di Scienze Statistiche, Università di Padova.
- Betti G., Verma V. (1999) "Measuring the degree of poverty in a dynamic and comparative context: A multi-dimensional approach using fuzzy set theory", Working Paper n^o22, Dipartimento di Metodi Quantitativi, Università di Siena.
- 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.
- Deaton A.S. (1985) "Panel data from time series of cross-sections", *Journal of Econometrics*, **30**, pp. 109-126.
- Dubois D., Prade H. (1980) "*Fuzzy Sets and Systems*", Academic Press, Boston, New York, London.
- 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, Centre for Analysis of Social Exclusion, London School of Economics.
- 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.
- Zadeh L.A. (1965) "Fuzzy Sets", *Information and Control*, **8**, pp. 338-353.

Analysis of Employment and Poverty Dynamics on an Italian Pseudo Panel

Summary

In this paper we analyse the relations between poverty and unemployment dynamics.

Both phenomena are treated using the Totally Fuzzy and Relative (TFR) approach proposed by Cheli and Lemmi (1995), in order to overcome some problems due to limitations of the traditional approach to poverty measurement and data availability.

The dynamics are modelled and analysed using three different methodology; firstly, we introduce a first-order memory process into the dynamic TFR method; secondly, poverty and trajectories are defined and compared, and finally, some relationships are discovered using a regression model with individual fixed effects.

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, unemployment dynamics, fuzzy sets, pseudo panels.

Appendice A: Indici di povertà e matrici di transizione, processo con memoria del primo ordine

Tabella A1: Indici TFR di durata della povertà (C).

Durata (anni)	Indici TFR (intero periodo)	Durata (anni)	Indici TFR (5 anni)
		1987-1991	
0	0.8108	0	0.8410
1	0.0265	1	0.0188
2	0.0223	2	0.0193
3	0.0358	3	0.0333
4	0.0150	4	0.0147
5	0.0070	5	0.0729
1 - 5	0.1066	1992-1996	
6	0.0016	0	0.8845
7	0.0025	1	0.0106
8	0.0037	2	0.0060
9	0.0128	3	0.0068
10	0.0620	4	0.0165
6 - 10	0.0826	5	0.0756
1 - 10	0.1892		

Tabella A2: Indici TFR di durata della povertà (HD).

Durata (anni)	Indici TFR (intero periodo)	Durata (anni)	Indici TFR (5 anni)
		1987-1991	
0	0.7984	0	0.8040
1	0.0156	1	0.0123
2	0.0133	2	0.0129
3	0.0166	3	0.0152
4	0.0120	4	0.0124
5	0.0073	5	0.1432
1 - 5	0.0648	1992-1996	
6	0.0022	0	0.8567
7	0.0015	1	0.0059
8	0.0015	2	0.0021
9	0.0094	3	0.0029
10	0.1222	4	0.0094
6 - 10	0.1368	5	0.2230
1 - 10	0.2016		

Tabella A3: Indici TFR di durata della disoccupazione.

Durata (anni)	Indici TFR (intero periodo)	Durata (anni)	Indici TFR (5 anni)
		1987-1991	
0	0.7060	0	0.7438
1	0.1010	1	0.0927
2	0.0536	2	0.0549
3	0.0263	3	0.0281
4	0.0143	4	0.0452
5	0.0109	5	0.0353
1 - 5	0.2061	1992-1996	
6	0.0120	0	0.8558
7	0.0169	1	0.0283
8	0.0180	2	0.0206
9	0.0240	3	0.0232
10	0.0170	4	0.0226
6 - 10	0.0879	5	0.0495
1 - 10	0.2940		

Tabella A4: Matrici di transizione medie (C).

Stato al tempo t-1	Stato al tempo t	Stato al tempo t+1	
		Non povero (0)	Povero (1)
Non povero (0)	Non povero (0)	0.9948	0.0052
Non povero (0)	Povero (1)	0.4898	0.5102
Povero (1)	Non povero (0)	0.6619	0.3381
Povero (1)	Povero (1)	0.0828	0.9172

Tabella A5: Matrici di transizione medie (HD).

Stato al tempo t-1	Stato al tempo t	Stato al tempo t+1	
		Non povero (0)	Povero (1)
Non povero (0)	Non povero (0)	0.9990	0.0010
Non povero (0)	Povero (1)	0.7141	0.2860
Povero (1)	Non povero (0)	0.7722	0.2278
Povero (1)	Povero (1)	0.0454	0.9546

Tabella A6: Matrici di transizione medie (Disoccupazione).

Stato al tempo t-1	Stato al tempo t	Stato al tempo t+1	
		Non disoccupato (0)	Disoccupato (1)
Non disoccupato (0)	Non disoccupato (0)	0.9908	0.0092
Non disoccupato (0)	Disoccupato (1)	0.4897	0.5103
Disoccupato (1)	Non disoccupato (0)	0.6298	0.3702
Disoccupato (1)	Disoccupato (1)	0.1453	0.8547

Tabella A7: Indici di durata per alcune caratteristiche socioeconomiche (C)¹⁶.

Caratteristiche socioeconomiche		Tipo di privazione		
		Totale	Transitoria	Permanente
Macroregione	Nord ovest	0.1593	0.1029	0.0564
	Nord est	0.1316	0.0565	0.0751
	Centro	0.1538	0.0759	0.0779
	Sud	0.3423	0.1647	0.1776
Sesso	Isole	0.3633	0.1907	0.1726
	Maschio	0.1790	0.1147	0.0643
Istruzione	Femmina	0.1905	0.1173	0.0732
	Alto (>8 anni)	0.1179	0.0615	0.0564
Disoccupazione	Basso (<=8 anni)	0.1831	0.1220	0.0611
	Alto (>0.08)	0.2530	0.0984	0.1546
	Basso (<=0.08)	0.1757	0.1146	0.0611

Tabella A8: Indici di durata per alcune caratteristiche socioeconomiche (HD).

Caratteristiche socioeconomiche		Tipo di privazione		
		Totale	Transitoria	Permanente
Macroregione	Nord ovest	0.2003	0.0572	0.1431
	Nord est	0.1954	0.0618	0.1336
	Centro	0.1859	0.0462	0.1397
	Sud	0.2570	0.0813	0.1747
Sesso	Isole	0.2804	0.0791	0.2013
	Maschio	0.2035	0.0609	0.1426
Istruzione	Femmina	0.2227	0.0693	0.1534
	Alto (>8 anni)	0.1675	0.0406	0.1269
Disoccupazione	Basso (<=8 anni)	0.2052	0.0623	0.1429
	Alto (>0.08)	0.2128	0.0611	0.1517
	Basso (<=0.08)	0.7966	0.0624	0.1410

¹⁶ E' importante notare come gli indici di durata riportati nell'Abb. A7-A9 non possono essere confrontati con quelli calcolati sull'intero campione (Abb. A1-A3). Tale confronto sarebbe stato possibile solo se fossimo in grado di calcolare gli indici di durata individuali; in questo caso la media generale sarebbe necessariamente compresa tra le medie calcolate su una partizione del campione stesso.

Tabella A9: Indici di durata per alcune caratteristiche socioeconomiche (disoccupazione).

Caratteristiche socioeconomiche		Tipo di disoccupazione		
		Totale	Transitoria	Permanente
Macroregione	Nord ovest	0.1699	0.1315	0.0384
	Nord est	0.1223	0.0973	0.0250
	Centro	0.1305	0.1114	0.0191
	Sud	0.2895	0.2136	0.0659
	Isole	0.2968	0.2229	0.0739
Sesso	Maschio	0.1911	0.1558	0.0363
	Femmina	0.2477	0.2028	0.0349
Istruzione	Alto (>8 anni)	0.1623	0.1324	0.0299
	Basso (<=8 anni)	0.1707	0.1512	0.0195

Appendice B: Indici di povertà e matrici di transizione, processo senza memoria.

Tabella B1: Indici TFR di durata della povertà (C).

Durata (anni)	Indici TFR (intero periodo)	Durata (anni)	Indici TFR (5 anni)
		1987-1991	
0	0.7893	0	0.8314
1	0.0261	1	0.0235
2	0.0257	2	0.0180
3	0.0461	3	0.0509
4	0.0242	4	0.0127
5	0.0126	5	0.0635
1 - 5	0.1347	1992-1996	
6	0.0048	0	0.8776
7	0.0085	1	0.0087
8	0.0085	2	0.0177
9	0.0081	3	0.0071
10	0.0461	4	0.0226
6 - 10	0.0760	5	0.0663
1 - 10	0.2107		

Tabella B2: Indici TFR di durata della povertà (HD).

Durata (anni)	Indici TFR (intero periodo)	Durata (anni)	Indici TFR (5 anni)
		1987-1991	
0	0.7883	0	0.7998
1	0.0123	1	0.0117
2	0.0157	2	0.0124
3	0.0245	3	0.0270
4	0.0150	4	0.0131
5	0.0100	5	0.1360
1 - 5	0.0775	1992-1996	
6	0.0039	0	0.8533
7	0.0037	1	0.0046
8	0.0062	2	0.0072
9	0.0099	3	0.0049
10	0.1105	4	0.0125
6 - 10	0.1342	5	0.1175
1 - 10	0.2117		

Tabella B3: Indici TFR di durata della disoccupazione.

Durata (anni)	Indici TFR (intero periodo)	Durata (anni)	Indici TFR (5 anni)
		1987-1991	
0	0.6380	0	0.6938
1	0.1067	1	0.1108
2	0.0916	2	0.1047
3	0.0571	3	0.0593
4	0.0257	4	0.0133
5	0.0223	5	0.0181
1 - 5	0.3034	1992-1996	
6	0.0163	0	0.8352
7	0.0179	1	0.0412
8	0.0139	2	0.0327
9	0.0042	3	0.0344
10	0.0065	4	0.0165
6 - 10		5	0.0400
1 - 10			

Tabella B4: Matrici di transizione medie.

Indicatore	Stato al tempo t	Stato al tempo t+1	
		Non povero (0)	Povero (1)
Povertà monetaria C	Non povero (0)	0.9913	0.0087
	Povero (1)	0.1139	0.8861
Povertà non monetaria HD	Non povero (0)	0.9971	0.0029
	Povero (1)	0.0583	0.9417
Disoccupazione		Non disoccupato (0)	Disoccupato (1)
	Non disoccupato (0)	0.9698	0.0302
	Disoccupato (1)	0.2780	0.7220

Appendice C:

La dimostrazione della condizione:

$$\mathbf{g}_i^{(2)} = \mathbf{g}_i^{(3)} \quad (\forall i = 1, \dots, n) \Rightarrow \mathbf{T}_{m|0l}^{(2,3)} = \mathbf{T}_{m|1l}^{(2,3)} = \mathbf{I}$$

discende direttamente dal fatto che se $\mathbf{g}_i^{(2)} = \mathbf{g}_i^{(3)}$ ($\forall i=1, \dots, n$) allora si verificano le due seguenti uguaglianze:

$$\{g_{ilm}^{(2,3)}\} = D(g_{i0}^{(2)}, g_{i1}^{(2)}) = D(g_{i0}^{(3)}, g_{i1}^{(3)}), \quad \forall i \quad (\text{C } 1)$$

$$\{g_{ikl}^{(1,2)}\} = \{g_{ikm}^{(1,3)}\}, \quad \forall i \quad (\text{C } 2)$$

pertanto:

$$g_{iklm}^{(1,2,3)} = \min[g_{ikl}^{(1,2)}, g_{ikm}^{(1,3)}, g_{ilm}^{(2,3)}] = \min[g_{ikl}^{(1,2)}, g_{ilm}^{(2,3)}], \quad \forall i \quad (\text{C } 3)$$

In particolare, in virtù delle tre precedenti uguaglianze, le appartenenze congiunte sui 3 periodi risultano le seguenti:

$$\begin{aligned} g_{i000}^{(1,2,3)} &= \min[g_{i00}^{(1,2)}, g_{i00}^{(2,3)}] = \min[g_{i00}^{(1,2)}, g_{i0}^{(2)}] = \min[\min(g_{i0}^{(1)}, g_{i0}^{(2)}), g_{i0}^{(2)}] \\ &= \min[g_{i0}^{(1)}, g_{i0}^{(2)}] \end{aligned} \quad (\text{C } 4)$$

$$g_{i001}^{(1,2,3)} = \min[g_{i00}^{(1,2)}, g_{i01}^{(2,3)}] = \min[g_{i00}^{(1,2)}, 0] = 0 \quad (\text{C } 5)$$

$$g_{i100}^{(1,2,3)} = \min[g_{i10}^{(1,2)}, g_{i00}^{(2,3)}] = \min[\min(g_{i1}^{(1)}, g_{i0}^{(2)}), g_{i0}^{(2)}] = \min[g_{i1}^{(1)}, g_{i0}^{(2)}] \quad (\text{C } 6)$$

$$g_{i101}^{(1,2,3)} = \min[g_{i10}^{(1,2)}, g_{i01}^{(2,3)}] = 0 \quad (\text{C } 7)$$

$$g_{i010}^{(1,2,3)} = \min[g_{i01}^{(1,2)}, g_{i10}^{(2,3)}] = 0 \quad (\text{C } 8)$$

$$g_{i011}^{(1,2,3)} = \min[g_{i01}^{(1,2)}, g_{i11}^{(2,3)}] = \min[g_{i0}^{(1)}, g_{i1}^{(2)}] \quad (\text{C } 9)$$

$$g_{i110}^{(1,2,3)} = \min[g_{i11}^{(1,2)}, g_{i10}^{(2,3)}] = 0 \quad (\text{C } 10)$$

$$g_{i11}^{(1,2,3)} = \min[g_{i11}^{(1,2)}, g_{i11}^{(2,3)}] = \min[g_i^{(1)}, g_i^{(2)}] \quad (\text{C } 11)$$

Di conseguenza, gli elementi della matrice $\mathbf{T}_{m0l}^{(2,3)}$ risultano:

$$t_{000}^{(1,2,3)} = \frac{E[g_{000}^{(1,2,3)}]}{E[g_{00}^{(1,2)}]} = \frac{E[\min(g_0^{(1)}, g_0^{(2)})]}{E[\min(g_0^{(1)}, g_0^{(2)})]} = 1$$

$$t_{001}^{(1,2,3)} = \frac{E[g_{010}^{(1,2,3)}]}{E[g_{01}^{(1,2)}]} = 0, \text{ in virt\`u della (C } 8)$$

$$t_{100}^{(1,2,3)} = \frac{E[g_{001}^{(1,2,3)}]}{E[g_{00}^{(1,2)}]} = 0, \text{ in virt\`u della (C } 5)$$

$$t_{101}^{(1,2,3)} = \frac{E[g_{011}^{(1,2,3)}]}{E[g_{01}^{(1,2)}]} = \frac{E[\min(g_0^{(1)}, g_1^{(2)})]}{E[\min(g_0^{(1)}, g_1^{(2)})]} = 1$$

Analogamente, gli elementi della matrice $\mathbf{T}_{m1l}^{(2,3)}$ risultano:

$$t_{010}^{(1,2,3)} = 1, \text{ in virt\`u della (C } 6)$$

$$t_{011}^{(1,2,3)} = 0, \text{ in virt\`u della (C } 10)$$

$$t_{110}^{(1,2,3)} = 0, \text{ in virt\`u della (C } 7)$$

$$t_{111}^{(1,2,3)} = 1, \text{ in virt\`u della (C } 11).$$

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.
18. B. Anastasia, M. Gambuzza e M. Rasera, *La durata dei rapporti di lavoro: evidenze da alcuni mercati locali del lavoro veneti*, Marzo 2000.
19. F. Bassi, M. Gambuzza e M. Rasera, *Struttura e qualità delle informazioni del sistema NETLABOR. Una verifica sui dati delle Scica delle province di Belluno e Treviso*, Marzo 2000.
20. N. Rosati, *Permanent and Temporary Inequality in Italy in the 1980s and 1990s*, Marzo 2000.
21. G. Betti, B. Cheli e A. Lemmi, *Analisi delle dinamiche di povertà e disoccupazione su uno pseudo panel italiano*, Marzo 2000.