



BANCA D'ITALIA
EUROSISTEMA

Temi di discussione

del Servizio Studi

**La polarizzazione territoriale del prodotto pro capite:
un'analisi del caso italiano sulla base di dati provinciali**

di Stefano Iezzi



Numero 611 - Dicembre 2006

La serie “Temi di discussione” intende promuovere la circolazione, in versione provvisoria, di lavori prodotti all’interno della Banca d’Italia o presentati da economisti esterni nel corso di seminari presso l’Istituto, al fine di suscitare commenti critici e suggerimenti.

I lavori pubblicati nella serie riflettono esclusivamente le opinioni degli autori e non impegnano la responsabilità dell’Istituto.

Comitato di redazione: DOMENICO J. MARCHETTI, MARCELLO BOFONDI, MICHELE CAIVANO, STEFANO IEZZI, ANDREA LAMORGESE, FRANCESCA LOTTI, MARCELLO PERICOLI, MASSIMO SBRACIA, ALESSANDRO SECCHI, PIETRO TOMMASINO.

Segreteria: ROBERTO MARANO, ALESSANDRA PICCININI.

LA POLARIZZAZIONE TERRITORIALE DEL PRODOTTO PRO CAPITE: UN'ANALISI DEL CASO ITALIANO SULLA BASE DI DATI PROVINCIALI

di Stefano Iezzi*

Sommario

La polarizzazione economica territoriale è usualmente analizzata tramite la scomposizione di una misura di disuguaglianza del prodotto pro capite in disuguaglianza tra e disuguaglianza entro gruppi di località geograficamente vicine. La scomposizione di qualunque misura di disparità risente della partizione impiegata per raggruppare le località. Per superare tale limite questo lavoro propone un approccio *kernel* basato sull'uso delle medie mobili spaziali. Questa metodologia permette di individuare una curva di polarizzazione che misura la concentrazione geografica in funzione di un parametro di *spatial-scale* che denota la dimensione territoriale dei gruppi. L'analisi dei dati del prodotto pro capite delle province italiane relativi alla seconda metà del XX secolo mostra la presenza di polarizzazione di natura multipla, cioè il prodotto pro capite si polarizza in corrispondenza di più scale territoriali. La disuguaglianza territoriale riconducibile al dualismo Nord - Sud risulta della stessa intensità di quella attribuibile alle difformità regionali, ma decisamente più forte della disuguaglianza che si manifesta in ambito locale. Durante il cinquantennio si registra una forte riduzione della disuguaglianza soprattutto entro aree di ridotta e media dimensione. La riduzione della disuguaglianza tra le aree è in generale meno sensibile, soprattutto in ambiti territoriali più ampi. La polarizzazione territoriale risulta in aumento per qualunque dimensione dell'ambito territoriale. Gli incrementi maggiori sono ascrivibili principalmente al rafforzamento delle difformità regionali; più limitato è invece il rafforzamento della dicotomia tra Nord e Sud.

JEL classification: C19, R11, R12

Keywords: Spatial polarization, inequality decomposition, economic convergence, random spatial permutation

* Banca d'Italia, Servizio Studi

Abstract

Economic convergence at the sub-national level could have spatially explicit manifestations reflecting convergence clubs and other forms of geographical clustering that are not captured by an overall inequality measure. By decomposing the Theil index of per capita income inequality into between and within groups of neighbouring locations, the degree of spatial polarization is measured as the share of inequality accounted for by the between group component. The choice of the partition can fundamentally change any inequality measure decomposition, both qualitatively and quantitatively. In order to overcome this issue I propose a kernel approach to the spatial polarization measurement based on the Theil index computed on the spatial moving averages. This allows to detect a polarization curve measuring the degree of geographic concentration as a function of a spatial scale parameter, denoting the geographic dimension of the groups. The analysis of per capita income data of the Italian provinces in XX century shows the existence of a multiple polarization, that is per capita income is polarized at different spatial scales. The forces sustaining the polarization are stronger at medium and high spatial scales. The analysis also shows the presence of a long-run geographic club convergence with converging clubs and a strengthening of the polarization, mainly referable to regional differences; the reinforcement of North – South dualism is more limited.

Indice

1. Introduzione	9
2. La misura della polarizzazione territoriale	11
3. Un approccio <i>kernel</i> alla misura della polarizzazione	13
4. L'analisi empirica	17
4.1 I dati	17
4.2 L'analisi della curva	19
4.3 L'analisi delle dinamiche della polarizzazione.....	19
4.4 La convergenza.....	21
5. Conclusioni	23
Appendice - Figure	26
Riferimenti bibliografici.....	37

1. Introduzione¹

Il tema della disuguaglianza economica regionale gode di un rinnovato interesse a partire dagli anni '90. La principale ragione risiede nella riscoperta della regione come unità di osservazione per l'analisi economica territoriale, una riscoperta che si riflette nei lavori pionieristici di Krugman (1991) sulla geografia economica e di Barro e Sala-i-Martin (1995) sulla convergenza regionale.

Negli anni più recenti diversi autori (Armstrong, 1995; Neven e Gouyette, 1995; Abraham e Von Rompuy, 1995; Kim, 1998; Cuadrado-Roura *et al.* 1999; Fingleton, 1999; Tsionas, 2000) dimostrano la persistenza delle disparità nei livelli del prodotto pro capite o del reddito tra regioni nelle aree maggiormente sviluppate del mondo, nonostante l'alto grado di apertura tra economie e in contraddizione con quanto suggerito dal modello di crescita neoclassico.

Da un punto di vista empirico, l'analisi delle disparità regionali è spesso legata a due concetti di convergenza, chiamati β - e σ -convergenza, che provengono dalla letteratura sulla convergenza internazionale (Fan e Casetti, 1994; Armstrong, 1995; Barro e Sala-i-Martin, 1995; Carlino e Mills, 1996; Azzoni, 2001). L'approccio della β -convergenza consiste essenzialmente nello stimare in senso *cross-section* un modello lineare che spieghi i tassi di crescita in funzione dei livelli iniziali di prodotto pro capite. Il segno negativo del coefficiente implicherebbe che regioni più ricche crescono più lentamente delle regioni più povere, dando prova dell'esistenza di convergenza tra le regioni. L'approccio della σ -convergenza consiste invece nel misurare la disuguaglianza complessiva tra le regioni e nel verificare una sua riduzione nel tempo.

Impiegando il concetto di Galton's fallacy, Quah (1993, 1996b) dimostra come l'approccio della β -convergenza sia inadeguato: in una distribuzione di variabili stocastiche indipendenti e identicamente distribuite, la regressione dei tassi di crescita sui valori iniziali

¹ Si desidera ringraziare Claudia Biancotti, Luigi Cannari, Michele Costa, Giovanni D'Alessio, Leandro D'Aurizio, Ivan Faiella, Angela Romagnoli e Federico Signorini per gli utili suggerimenti. Le idee esposte nel presente lavoro riflettono esclusivamente le opinioni dell'autore, che rimane l'unico responsabile di eventuali errori o imprecisioni.

da sempre origine a coefficienti non-positivi. Quah (1996a) inoltre mette in luce alcuni svantaggi dell'approccio della σ -convergenza, sottolineando la sua inadeguatezza a spiegare le dinamiche entro e tra le classi. Per superare i limiti degli approcci tradizionali Quah (1996a, 1997) propone di analizzare l'intera distribuzione del prodotto pro capite sviluppando un approccio non parametrico che gli permette di stimare la funzione di densità bivariata del prodotto pro capite osservato in due istanti di tempo diversi: i cambiamenti nella forma distributiva, osservati in un contesto di lungo periodo, possono evidenziare rilevanti aspetti del processo di convergenza economica tra le economie regionali, permettendo di analizzare le dinamiche distributive tra le classi.

Un problema comune a tutti questi metodi riguarda il ruolo della struttura territoriale. Di fatto, differenti fattori relativi alle esternalità e gli *spillover* portano ad economie geograficamente dipendenti tra loro, di conseguenza il prodotto pro capite risulta distribuito tra le economie secondo una forte struttura territoriale che sfugge del tutto alle misure tradizionali impiegate per l'analisi della convergenza (Armstrong, 1995; Fingleton, 1999; Rey e Montouri, 1999; Baumont *et al.*, 2000; Le Gallo e Etur, 2003). Sia gli approcci della β - e σ -convergenza sia l'approccio di Quah risultano quindi inadeguati a fornire indicazioni sulla dinamica delle economie in relazione alla loro posizione geografica.

Questo lavoro si focalizza sulla misura della polarizzazione territoriale, intesa come concentrazione di prodotto pro capite in gruppi di economie geograficamente contigue. La polarizzazione economica territoriale è usualmente analizzata tramite la scomposizione di una misura di disuguaglianza del prodotto pro capite in disuguaglianza tra e disuguaglianza entro gruppi di località. La scomposizione di qualunque misura di disparità risente della partizione impiegata per raggruppare le località. La tradizionale partizione Nord - Sud è solo una delle possibili partizioni impiegabili e non necessariamente la più adatta a cogliere le caratteristiche territoriali del processo di polarizzazione in Italia. Inoltre, in un contesto temporale la partizione impiegata può influenzare la dinamica della misura di polarizzazione e indurre a risultati fuorvianti.

In questo lavoro viene presentato un nuovo approccio statistico alla misura della polarizzazione territoriale basato sull'uso delle medie mobili spaziali. Il contributo maggiore di tale strumento è che l'arbitrarietà della partizione delle località nel calcolo della misura di

disuguaglianza territoriale e i suoi possibili effetti sui risultati sono superati. La metodologia proposta è applicata ai dati del prodotto pro capite delle province italiane nella seconda metà del XX secolo. Tramite una procedura di simulazione sono valutati la polarizzazione in un istante preciso e le sue variazioni temporali, permettendo in tal modo di analizzare il processo di lungo periodo.

I risultati dell'analisi mostrano come il prodotto pro capite sia polarizzato in corrispondenza di una molteplicità di scale territoriali, soprattutto per quelle medio – grandi. Durante il cinquantennio la polarizzazione territoriale aumenta significativamente per qualunque scala territoriale: gli incrementi maggiori sono ascrivibili principalmente al rafforzamento delle difformità regionali; più limitato è invece il rafforzamento della dicotomia tra Nord e Sud.

Il lavoro è articolato secondo la seguente struttura. Dopo una breve introduzione del quadro teorico di riferimento, nel secondo paragrafo è discusso il tradizionale approccio alla misurazione della polarizzazione territoriale. Il terzo paragrafo illustra le caratteristiche di una nuova metodologia per la stima della polarizzazione territoriale; nel quarto paragrafo tale metodo è applicato all'Italia sulla base di dati provinciali, ottenendo indicazioni sia sulla struttura della polarizzazione territoriale (paragrafi 4.2) sia sul processo di convergenza geografica (paragrafi 4.2 e 4.3) relativi alla seconda metà del XX secolo.

2. La misura della polarizzazione territoriale

Per misurare la polarizzazione territoriale del prodotto pro capite è usuale impiegare l'indice di disuguaglianza di Theil (1967), definito come:

$$T = \sum_{i=1}^n \left(\frac{y_i}{y} \right) \cdot \log \left(\frac{y_i}{y} n \right) \quad (1)$$

dove n è il numero di località di cui si osserva il prodotto pro capite y_i e $y = \sum_i^n y_i$. L'indice T varia tra 0 in presenza di perfetta equidistribuzione del carattere, e $\log(n)$ nel caso in cui tutto il carattere sia concentrato in una sola località.

L'indice T può essere scomposto additivamente in due componenti (Shorrocks, 1984), di cui una componente attribuibile alla disuguaglianza tra gruppi, T_B , e una componente attribuibile alla disuguaglianza entro i gruppi di località, T_W . Tale scomposizione permette di comprendere quanta parte della disuguaglianza complessiva sia attribuibile alla partizione in gruppi delle località.

Se le n località sono ripartite in G gruppi mutualmente esclusivi, e si indica con T_g la disuguaglianza tra le località nel gruppo g ,

$$T_g = \sum_i \left(\frac{y_{ig}}{y_g} \right) \cdot \log \left(\frac{y_{ig}}{y_g} \cdot n_g \right)$$

dove y_{ig} è il prodotto pro capite nella località i -esima del gruppo g -esimo, n_g è il numero di località nel gruppo g e $y_g = \sum_{i \in g} y_{ig}$, è possibile scomporre l'indice di Theil come segue:

$$\begin{aligned} T &= \sum_g \left(\frac{y_g}{y} \right) \cdot \log \left(\frac{y_g}{y} \cdot \frac{n}{n_g} \right) + \sum_g \left(\frac{y_g}{y} \right) \cdot T_g = \\ &= T_B + T_W \end{aligned} \quad (2)$$

Il primo termine a destra della (2) rappresenta la componente di disuguaglianza tra i gruppi di località, mentre il secondo termine è la componente di disuguaglianza entro i gruppi. Una misura di polarizzazione territoriale può quindi essere ottenuta dalla quota di disuguaglianza complessiva attribuibile alla disuguaglianza tra i gruppi (Cowell e Jenkins, 1995):

$$\Pi = \frac{T_B}{T} \quad (3)$$

che vale 0 in assenza di disuguaglianza tra i gruppi e 1 in assenza di disuguaglianza entro i gruppi di località.

Diversi autori (Fan e Casetti, 1994; Nissan e Carter, 1999; Fujita e Hu, 2001; Azzoni, 2001) analizzano la scomposizione della disuguaglianza del prodotto pro capite in contesti economici e geografici differenti. Le differenze tra i risultati possono essere dovute non solo alla struttura delle economie analizzate ma anche alla scelta della partizione. Un primo tentativo di valutare il ruolo della partizione sulla scomposizione della misura di disuguaglianza è affrontato da Rey (2001) impiegando differenti raggruppamenti degli stati

americani definiti dal BEA. Rey mostra come variazioni nella partizione delle unità possono avere un forte impatto sulla misura delle componenti di disuguaglianza tra e entro i gruppi, di conseguenza anche l'evoluzione temporale dell'indice di polarizzazione territoriale potrebbe tracciare traiettorie differenti a seconda della partizione impiegata.

3. Un approccio *kernel* alla misura della polarizzazione

Allo scopo di tenere conto dell'effetto partizione e trarre eventuali informazioni dalla sensibilità dell'indice di polarizzazione a differenti raggruppamenti delle località, si propone un approccio *kernel* alla scomposizione dell'indice di Theil. Tale approccio permette di misurare la quota di disuguaglianza complessiva dovuta alla *disuguaglianza tra* prescindendo dalla scelta della partizione delle località.

A tale scopo si assume che ciascuna località i sia il centro geografico di un ipotetico gruppo e che tutte le n località appartengano al gruppo con un grado di appartenenza che dipende inversamente dalla distanza geografica tra la località stessa e il centro geografico del gruppo. In questo modo, la località i apparterrà al gruppo centrato in i con un grado di appartenenza massimo e tutte le altre località $j \neq i$ apparterranno al gruppo con un grado di appartenenza in funzione della distanza dall'unità i .

Se si indica con $W(d_{ij})$ il grado di appartenenza della località j al gruppo centrato in i , funzione negativa della distanza d_{ij} tra i e j , dove $\sum_j W(d_{ij})=1$, la media del gruppo è quindi pari a $\bar{y}_i = \sum_j W(d_{ij}) \cdot y_j$ e può essere vista come una media mobile spaziale della y , generata deterministicamente dalla matrice dei pesi W .

L'indice di Theil calcolato sulla media mobile spaziale \bar{y}_i

$$\bar{T} = \sum_i \left(\frac{\bar{y}_i}{\sum_i \bar{y}_i} \right) \cdot \log \left(\frac{\bar{y}_i}{\sum_i \bar{y}_i} \cdot n \right) \quad (4)$$

può essere visto come una misura di *disuguaglianza tra* gruppi sfumati, dove i gruppi sono individuati dalla matrice di appartenenza W .

Se si indica con $K_h(u)$ una funzione *kernel* riscalata con *bandwidth* h , la sequenza di pesi può essere definita come:

$$W_h(d_{ij}) = \frac{K_h(d_{ij})}{\hat{f}_h}$$

dove $\hat{f}_h = \sum_{j \neq i} K_h(d_{ij})$. Il rapporto tra la misura di *disuguaglianza tra gruppi*, come definita

nella (4), e la misura globale di disuguaglianza (1), $\Pi = \frac{\bar{T}}{T}$, individua ancora una misura di polarizzazione territoriale in funzione del parametro di *bandwidth* h che controlla l'influenza relativa dei punti.

Nel caso in cui $K_h(u)$ è una funzione di densità gaussiana, il parametro di *bandwidth* h rappresenta il suo scarto quadratico medio. In questo caso, essendo pari a 0,84 la massa di probabilità che giace non oltre il valore h , al tendere a infinito del numero di osservazioni, le località che distano non oltre h dal centro i contribuiscono all'84 per cento nel calcolo della media mobile spaziale centrata in i .

Il parametro h assume, quindi, un ruolo centrale nella misura della polarizzazione poiché, definendo la scala di ampiezza del *kernel*, definisce l'ampiezza territoriale della misura di polarizzazione. Quando infatti h è molto piccolo, il rapporto $\Pi = \frac{\bar{T}}{T}$ rappresenta una misura di *small-scale spatial polarization*, mentre, quando h è molto ampio, l'indice misura la *large-scale spatial polarization*. Al variare del parametro di *spatial scaling*, h , l'indice di polarizzazione individua una curva, $\Pi(h)$, che chiameremo curva di polarizzazione.

Tale curva possiede due proprietà. La prima è che essa tende a 1 al tendere di h a 0. Quando infatti il parametro h è vicino allo zero, la funzione *kernel* diviene una variabile aleatoria degenerata centrata in zero e la media mobile spaziale in i coincide con y_i . Di conseguenza la *disuguaglianza tra* eguaglia la disuguaglianza complessiva e la polarizzazione territoriale è pari a 1. Quando invece h tende ad infinito, tutte le località

tendono ad avere lo stesso peso nel calcolo delle medie spaziali, di conseguenza la *disuguaglianza tra* tende a zero.

Si noti, inoltre, che *la curva di polarizzazione* è una funzione monotona non - crescente in quanto la *disuguaglianza tra* non può diminuire all'aumentare del valore del parametro di *spatial scaling*:

$$\Pi(h) \geq \Pi(h') \quad \forall h < h'$$

Per valutare se la distribuzione del prodotto pro capite è compatibile con la presenza di un significativo grado di polarizzazione territoriale, oppure se la curva di polarizzazione che osserviamo non sia significativamente differente da quella che osserveremmo in assenza di polarizzazione, è necessario introdurre una metodologia inferenziale all'analisi della polarizzazione. A tale scopo, un possibile approccio consiste nel basarsi su risultati teorici riguardanti la distribuzione asintotica delle statistiche di disuguaglianza (Maasoumi, 1997). L'applicazione di questi risultati a campioni di dimensione ridotta risulta comunque problematica. Un primo motivo è che solitamente le misure di disuguaglianza sono troncate a zero, quindi l'uso di *standard error* asintotici potrebbe produrre intervalli di confidenza non ammissibili. In secondo luogo le proprietà di queste statistiche per piccoli campioni non sono note².

L'approccio che viene seguito in questo lavoro è quello proposto da Rey (2001), basato sulla permutazione casuale nello spazio delle unità statistiche. Se i livelli del prodotto pro capite sono assegnati in modo casuale alle località in ciascuna permutazione, le curve di polarizzazione calcolate in ogni permutazione rappresentano la distribuzione stocastica della curva di polarizzazione sotto l'ipotesi di distribuzione casuale nello spazio dei livelli del

² Un ulteriore approccio all'inferenza nell'analisi della disuguaglianza potrebbe basarsi su procedure computazionali. Mills e Zandvakili (1997) suggeriscono di impiegare la tecnica *bootstrap* per costruire le distribuzioni campionarie delle misure di disuguaglianza. Questo approccio risente del fatto che i livelli del prodotto pro capite hanno una forte autocorrelazione spaziale, che porta alla violazione dell'assunzione di campionamento casuale che è il cuore della tecnica *bootstrap*. Un modo per superare tale limite potrebbe essere quello di impiegare la tecnica *bootstrap* con *block-wise resampling* che consiste nel definire blocchi di località in modo tale che vi sia minima autocorrelazione spaziale tra i blocchi. Relativamente alla distribuzione del prodotto pro capite, risulta particolarmente difficile definire questi blocchi di unità. Inoltre, essendo la curva di polarizzazione una misura ottenuta dalla scomposizione tra gruppi e entro gruppi dell'indice di Theil, la specificazione errata dei blocchi potrebbe condurre a conclusioni fuorvianti. In ogni caso, il *bootstrap* con *block-wise resampling* può attenuare il problema dell'autocorrelazione spaziale, ma non lo può eliminare del

prodotto pro capite. Di conseguenza, se il prodotto pro capite fosse distribuito casualmente nello spazio, la curva di polarizzazione effettiva non dovrebbe discostarsi significativamente dalla curva simulata tramite permutazione casuale nello spazio. Poiché la misura globale di disuguaglianza è invariante rispetto alla disposizione dei livelli di prodotto pro capite nello spazio, la tecnica della permutazione casuale non può essere impiegata per fare inferenza sulla misura globale, ma risulta utile a valutare quanto la curva di polarizzazione si allontani dall'ipotesi di assenza di polarizzazione territoriale.

La procedura di simulazione sopra illustrata può essere impiegata anche per un secondo fine. La curva di polarizzazione descritta finora non permette, infatti, di confrontare i livelli di polarizzazione relativi a due differenti valori del parametro di *spatial-scale*, in quanto la curva ha sempre pendenza negativa. Per rendere la curva comparabile tra scale territoriali differenti è necessario eliminare l'influenza dell'ordine medio di grandezza e della variabilità insiti nella misura di polarizzazione.

A tale scopo, si può pervenire ad una curva di polarizzazione esente dalla metrica di origine impiegando la curva di polarizzazione simulata. Se infatti si indica con $\dot{\Pi}_s(h)$ la curva di polarizzazione simulata ottenuta dalla s -esima permutazione casuale nello spazio

delle unità, e con $\mu(h) = \frac{\sum_s \dot{\Pi}_s(h)}{S}$ e $\sigma(h) = \left[\frac{\sum_s [\dot{\Pi}_s(h) - \mu(h)]^2}{S} \right]^{1/2}$ le curve che individuano,

rispettivamente, la media e la deviazione standard dei livelli di polarizzazione simulati, è possibile giungere alla curva di polarizzazione *standardizzata*, $\Pi^z(h) = \frac{\Pi(h) - \mu(h)}{\sigma(h)}$. Tale

trasformazione della curva di polarizzazione originale permette per sua natura una immediata comparabilità tra scale territoriali differenti³.

tutto.

³ Si noti che un modo equivalente per testare l'ipotesi di assenza di polarizzazione è confrontare la curva di polarizzazione *standardizzata* con un valore soglia estratto da una normale standard in ragione di un livello convenzionale di probabilità.

4. L'analisi empirica

4.1 I dati

Impiegando i dati di fonte Tagliacarne è possibile analizzare l'evoluzione della distribuzione del prodotto pro capite delle province italiane dal 1951 al 2001 a intervalli di 10 anni. La Figura 1 mostra che la variabilità distributiva si riduce drasticamente durante i primi decenni, mentre appare evidente la formazione di un secondo livello modale attorno a valori elevati. La riduzione di variabilità che appare dall'analisi della distribuzione del prodotto pro capite è confermata dalla Figura 2, dove l'evoluzione di lungo periodo della deviazione standard della distribuzione delle province italiane mostra una forte riduzione che si concentra interamente nel periodo 1951-1971.

Per valutare se la presenza dei due livelli modali individuati nella distribuzione del prodotto pro capite sia attribuibile alle difformità territoriali, la Figura 3 confronta, per ciascun anno, la distribuzione del prodotto pro capite delle province del Nord e Centro con quella del Sud e Isole⁴, mettendo chiaramente in luce come gran parte del bipolarismo presente nel 2001 sia riconducibile al divario Nord-Sud presente fin dal 1951. All'inizio del periodo analizzato il prodotto pro capite medio nel Nord è circa 1,5 volte quello del Sud e tale rapporto rimane sostanzialmente stabile negli anni. All'interno delle due grandi ripartizioni geografiche la variabilità risulta ridursi in modo sostanziale. In particolare, la deviazione standard del prodotto pro capite nel Nord si riduce di oltre la metà tra il 1951 e il 2001, mentre nel Sud diminuisce del 25 per cento durante lo stesso arco di tempo (Figura 4). La riduzione di variabilità che si osserva nell'intera distribuzione è quindi riconducibile in larga parte alla riduzione di variabilità entro le due ripartizioni e non ad una riduzione del divario Nord-Sud.

E' importante comunque notare che la distribuzione del prodotto pro capite presenta code alte per entrambe le ripartizioni geografiche e una consistente asimmetria positiva per il Sud (nel 2001, ad esempio, i valori dell'indice di curtosi sono 4,27 e 7,81, e quelli

⁴ Il Centro - Nord include le seguenti regioni: Piemonte, Valle d'Aosta, Lombardia, Trentino Alto Adige, Friuli Venezia Giulia, Veneto, Liguria, Emilia - Romagna, Toscana, Umbria, Marche, Lazio; il Sud e Isole include le restanti regioni.

dell'indice di asimmetria sono 0,04 e 1,84, rispettivamente per il Nord e il Sud), evidenziando la possibile presenza di arretratezza economica per alcune province settentrionali e di forte avanzamento per alcune province meridionali. In particolare, nel 1951, su 61 province del Nord 21 hanno un prodotto pro capite al di sotto di quello medio nazionale. Di queste, la gran parte sono posizionate nel Nord-Est e nel Centro. Nel 2001, di queste 21 province soltanto 5 hanno ancora un prodotto pro capite sotto il livello medio nazionale; a queste si aggiungono altre 5 province localizzate esclusivamente nel Centro (Figura 5).

Riguardo al Sud, il 20 per cento delle province più ricche possiede nel 1951 oltre l'87 per cento del prodotto pro capite medio nazionale, ed è localizzato in modo sparso sul territorio. Nel 2001 il 20 per cento più ricco possiede oltre l'82 per cento del prodotto pro capite medio nazionale: tali province sono localizzate essenzialmente attorno a due *cluster*, uno coincidente con le regioni Abruzzo e Molise e un secondo che comprende tre province della Sardegna (Figura 5).

Per applicare la metodologia descritta nei paragrafi precedenti è necessario disporre di una misura di distanza geografica tra le province. A tale scopo, a partire dalle misure di latitudine e longitudine delle località italiane, è stata costruita la matrice delle distanze chilometriche in linea d'aria tra le città capoluogo di provincia con riferimento alla superficie sferica⁵. La distanza minima è pari circa a 12,5 chilometri, mentre quella massima è di circa 1.168,6, corrispondenti, rispettivamente, alle coppie di province Caserta - Benevento e Aosta - Ragusa. La distanza mediana è invece pari a 402,8 chilometri, più bassa della distanza media (439,3 km), data la forte asimmetria positiva della distribuzione delle distanze. La Figura 6 rappresenta l'istogramma di queste distanze geografiche.

⁵ Dati due punti P_1 e P_2 individuati rispettivamente sulla superficie sferica dalle coppie di misure angolari, in gradi sessagesimali, (α_1, β_1) e (α_2, β_2) , dove α è la longitudine e β è la latitudine, la distanza in linea d'aria tra i due punti è pari a $d(P_1, P_2) = \arccos[\cos(\alpha_1 - \alpha_2) \cdot \cos \beta_1 \cdot \cos \beta_2 + \sin \beta_1 \cdot \sin \beta_2]$. La misura, in radianti di $d(P_1, P_2)$, rappresenta, in raggi terrestri, la distanza tra i due punti. Dalla distanza in radianti si giunge alla distanza chilometrica sapendo che un radiante è approssimativamente pari a 6,378 km.

4.2 L'analisi della curva

La Figura 7 sovrappone, per ciascun anno, la curva di polarizzazione del prodotto pro capite con i corrispondenti intervalli di confidenza della curva simulata e mostra chiaramente come la polarizzazione sia significativa a tutte le scale territoriali e per tutto il cinquantennio osservato. La polarizzazione territoriale del prodotto pro capite è quindi un fenomeno che non riflette solamente il dualismo Nord-Sud: esiste disuguaglianza territoriale sia in ambito locale, sia a livello regionale, sia tra macro aree. È comunque necessario passare alla curva di polarizzazione *standardizzata* per poter valutare in quale di questi ambiti territoriali la polarizzazione è più intensa.

La curva *standardizzata* rappresentata in Figura 9 mostra come la polarizzazione cresce rapidamente al crescere del parametro di *spatial-scale*, passando da valori molto bassi in corrispondenza di scale territoriali molto ridotte, fino a raggiungere un picco già attorno ad un valore di 300 km. In particolare, la polarizzazione tra aree di 300 km di raggio ha intensità doppia rispetto a quella tra aree di 100 km e più che tripla rispetto a quella tra aree di 50 km. Oltre la soglia dei 300 km i livelli di polarizzazione *standardizzata* risultano sostanzialmente equivalenti, indicando che il grado di polarizzazione attorno alle macro aree è uguale a quello presente attorno alle aree di media grandezza: diversamente da quanto ci si attenderebbe, la disuguaglianza territoriale riconducibile al dualismo Nord-Sud non risulta più intensa della disuguaglianza attribuibile alle difformità regionali.

4.3 L'analisi delle dinamiche della polarizzazione

Per quanto riguarda la dinamica temporale, le Figure 8 e 9 sovrappongono le curve di polarizzazione empiriche nel tempo e mostrano un evidente spostamento tendenziale della curva verso livelli di polarizzazione più elevati. Nonostante la presenza di consistenti variazioni nella curva di polarizzazione, è necessario valutare se tali differenze siano compatibili con cambiamenti significativi nella polarizzazione territoriale, oppure se le curve di polarizzazione siano differenti nel tempo per solo effetto dei cambiamenti nella forma distributiva del prodotto pro capite. A tale scopo è possibile impiegare ancora l'approccio inferenziale proposto da Rey (2001). Date le distribuzioni empiriche del prodotto pro capite al tempo T e $T+1$, se le osservazioni sono assegnate in modo casuale alle località in ciascuna

permutazione, è possibile individuare le due curve sotto l'ipotesi di assenza di polarizzazione. Le differenze di polarizzazione calcolate ad ogni permutazione rappresentano la distribuzione stocastica della differenza tra T e $T+I$ sotto l'ipotesi di distribuzione casuale nello spazio dei livelli del prodotto pro capite nei due tempi. Di conseguenza, la differenza simulata rappresenta il solo effetto della variazione nella forma distributiva del prodotto pro capite.

Per valutare se due distribuzioni siano identiche in termini di polarizzazione territoriale è comunque necessario tener conto della dipendenza intertemporale nei dati. Una semplice soluzione è permutare le osservazioni in modo da assegnare ciascuna coppia di valori al tempo T e $T+I$ alla stessa località, garantendo quindi che la distribuzione delle differenze rimanga invariata ad ogni permutazione e controllando, di conseguenza, la correlazione intertemporale nella distribuzione del prodotto pro capite.

I risultati della simulazione sono riportati nella Figura 10; le curve individuate dalle differenze tra le curve di polarizzazione territoriale sono confrontate con gli intervalli di confidenza delle curve delle differenze simulate. Tra il 1951 e il 1961 la differenza risulta significativamente positiva a qualunque *spatial-scale*. Tra il 1961 e il 1971 la variazione nella polarizzazione, seppur molto debole, risulta statisticamente positiva tra aree con raggio oltre i 150 km. Durante gli anni '70 la differenza ritorna ad essere significativamente positiva a tutte le scale territoriali, mentre tra il 1981 e il 1991 risulta statisticamente negativa. Durante gli anni '90 il lieve aumento di polarizzazione è significativo per *spatial-scale* di oltre 75 km. L'analisi di lungo periodo sul 1951-2001 mostra, infine, come l'aumento di polarizzazione territoriale sia statisticamente diverso da zero per qualunque *spatial-scale*⁶.

Come emerge dalle Figure 9 e 10, gran parte dell'incremento di polarizzazione osservato durante il cinquantennio è riconducibile agli anni '50. In particolare, la curva dei tassi di variazione della polarizzazione nel cinquantennio 1951-2001 (Figura 11) ha un profilo crescente nel primo tratto; raggiunge il suo valore di massimo ad uno *spatial-scale* di

⁶ Si tenga presente che qualunque valutazione per scale territoriali molto ridotte sia da ritenere non affidabile data la natura delle unità statistiche impiegate. Dalla distribuzione delle distanze chilometriche tra le

300 km; oltre tale soglia la curva decresce molto lievemente mantenendo tassi molto elevati. L'incremento più forte si registra quindi per le aree di dimensione media e supera il 100 per cento. Tra le aree di grandi dimensioni, l'incremento, seppur più basso, si mantiene costantemente sopra l'85 per cento. In altre parole, nonostante si osservino ampi incrementi di polarizzazione territoriale tra macro aree, l'incremento maggiore di polarizzazione non è attribuibile al rafforzamento della dicotomia Nord - Sud, ma piuttosto all'aumento delle differenze regionali. Tale incremento risulta comunque in graduale riduzione di intensità negli anni, fino quasi ad annullarsi negli ultimi decenni del secolo.

4.4 La convergenza

L'aumento tendenziale di polarizzazione, attribuibile in particolare agli anni '50, indica un forte rafforzamento della struttura territoriale della distribuzione del prodotto pro capite in Italia. Le implicazioni di tali dinamiche sulla convergenza non sono comunque evidenti: i segni delle variazioni della disuguaglianza totale e della polarizzazione possono, infatti, rappresentare profili territoriali di convergenza o divergenza differenti a seconda della dinamica delle componenti tra e entro della disuguaglianza.

Per meglio comprendere i profili territoriali del processo di convergenza in Italia, nella Figura 12 sono rappresentate le curve dei tassi di variazione della disuguaglianza globale e delle componenti tra e entro i gruppi durante ciascun decennio di osservazione e per l'intero cinquantennio.

1951 – 1961. Durante gli anni '50 la disuguaglianza globale diminuisce di poco oltre il 5 per cento. A fronte di tale apparente immobilità, si registra una forte riduzione della disuguaglianza entro (*convergenza ad aree*) contemporaneamente ad un forte aumento della disuguaglianza tra (*divergenza delle aree*), che inducono ad un rapido rafforzamento della polarizzazione (si veda anche Figura 11). Anche se tale dinamica si osserva a qualunque scala territoriale, per dimensioni territoriali ampie il processo di *convergenza ad aree* è quasi assente, mentre rimane intenso il processo di *divergenza delle aree*.

province italiane risulta, infatti, che meno dell'1 per cento delle coppie di province è dentro un raggio di 100 chilometri.

1961 – 1971. Gli anni '60 vedono la disuguaglianza totale diminuire di oltre il 40 per cento. I profili delle curve dei tassi di variazione delle componenti tra e entro si sviluppano attorno e molto vicino al tasso di variazione della disuguaglianza globale. In particolare, fino ad una scala territoriale di 150 km la componente tra decresce più rapidamente della disuguaglianza totale, mentre oltre tale soglia è la componente entro a decrescere più velocemente. Si ricordi comunque che fino ai 150 km la differenza tra le curve di polarizzazione nei due anni non risulta significativamente diversa da zero (si veda Figura 10). Il profilo delle curve di disuguaglianza mettono comunque in luce la presenza di un processo di *convergenza ad aree* con *aree convergenti* che si manifesta a tutte le scale territoriali. Allo stesso tempo, come era stato messo in evidenza precedentemente (si vedano Figure 10 e 11), la polarizzazione si accentua debolmente solo per scale territoriali medie, in corrispondenza delle quali la *convergenza ad aree* è significativamente più veloce della *convergenza delle aree*. In corrispondenza delle altre scale territoriali avviene una riduzione di disuguaglianza complessiva senza alcuna intensificazione della polarizzazione.

1971 – 1981. Durante gli anni '70 la disuguaglianza totale risulta stazionaria, mentre le componenti tra e entro sono crescenti e decrescenti, rispettivamente. In particolare la componente entro diminuisce solo in corrispondenza di scale territoriali contenute, mentre la componente tra mantiene tassi di variazione costantemente attorno al 20 per cento a qualunque scala territoriale. Si individua in tal modo un processo di *convergenza ad aree* con *aree divergenti* (aumento della polarizzazione). Il processo di *convergenza ad aree* risulta molto veloce rispetto a quello di *divergenza delle aree* per scale territoriali contenute. Per scale medie e medio-alte il processo di *convergenza ad aree* risulta sostanzialmente inesistente, mentre resiste quello di *divergenza delle aree*.

1981 – 1991. Gli anni '80 registrano un cambio di segni nei tassi di variazione delle componenti della disuguaglianza e un tasso vicino allo zero per la disuguaglianza totale. In particolare, mentre la componente tra diminuisce seppur lievemente in corrispondenza di qualunque scala territoriale, la componente entro aumenta solo in corrispondenza di scale territoriali contenute. Si delinea in tal modo un processo di *convergenza delle aree* con indebolimento della polarizzazione territoriale, soprattutto in corrispondenza di scale territoriali più ridotte.

1991 – 2001. Negli anni '90 la disuguaglianza globale torna a diminuire seppur solo del 5 per cento. A fronte di tale diminuzione la componente tra cresce debolmente per scale territoriali oltre i 100 km, mentre la componente entro è decrescente sempre e soprattutto per scale territoriali ridotte. Si osserva quindi un rapido processo di *convergenza ad aree* con assenza di *divergenza delle aree* (aumento della polarizzazione) per scale territoriali molto ridotte; per scale territoriali medie e medio - alte, il processo di *convergenza ad aree* rallenta mentre quello di *divergenza delle aree* si attiva anche se debolmente.

L'analisi di lungo periodo (ultimo grafico di Figura 12) mostra la presenza di un processo di *convergenza ad aree* con *aree convergenti tra loro*. Tale processo caratterizza in particolare scale territoriali molto ridotte; per scale ampie il processo di *convergenza ad aree* è meno intenso e quello di *convergenza delle aree* molto debole; per scale territoriali medie la *convergenza delle aree* è sostanzialmente assente. Si noti inoltre che la *convergenza ad aree* risulta molto più rapida di quella delle aree, determinando un forte intensificarsi della polarizzazione territoriale (si veda Figura 11).

5. Conclusioni

Il tema della convergenza economica a livello sub-nazionale e, più in generale, della disuguaglianza regionale è tuttora al centro di un ampio dibattito economico. La presenza di una forma di bipolarismo nella distribuzione del prodotto pro capite tra le province italiane limita l'utilità analitica di misure di disuguaglianza globale per sintetizzare la variabilità *cross-region* e fornire indicazioni sul processo di convergenza in Italia. Si rende quindi necessario ricorrere a scomposizioni delle misure di variabilità, in disuguaglianza tra gruppi e disuguaglianza entro i gruppi, per cogliere le caratteristiche territoriali del processo di convergenza economica.

La tradizionale partizione, basata sulla suddivisione tra Nord e Sud, è solo una delle possibili partizioni impiegabili e non necessariamente la più adatta a cogliere le caratteristiche territoriali della polarizzazione economica del Paese. In prospettiva temporale, inoltre, anche la traiettoria della misura di polarizzazione può risentire della scelta della partizione impiegata.

In questo lavoro viene introdotto un nuovo strumento statistico per la misura della polarizzazione territoriale. Tramite un approccio *kernel* basato sulle medie mobili spaziali, tale strumento consente di superare i limiti legati all'arbitrarietà della partizione delle località nella scomposizione della disuguaglianza e dei suoi possibili effetti sui risultati. Una simile metodologia permette di individuare una curva di polarizzazione che misura la concentrazione geografica del prodotto pro capite in funzione di un parametro di *spatial-scale* che denota la dimensione territoriale dei gruppi.

Viene inoltre impiegata una metodologia inferenziale all'analisi della polarizzazione: seguendo il suggerimento di Rey (2001), le osservazioni sul prodotto pro capite vengono permutate casualmente nello spazio, permettendo di valutare la significatività statistica sia dei livelli di polarizzazione sia, con semplici accorgimenti per tenere conto della dipendenza intertemporale, delle variazioni nei livelli di polarizzazione.

La metodologia proposta è applicata ai dati a cadenza decennale di fonte Tagliacarne sul prodotto pro capite provinciale per gli anni che vanno dal 1951 al 2001.

I principali risultati possono essere riassunti nei seguenti punti:

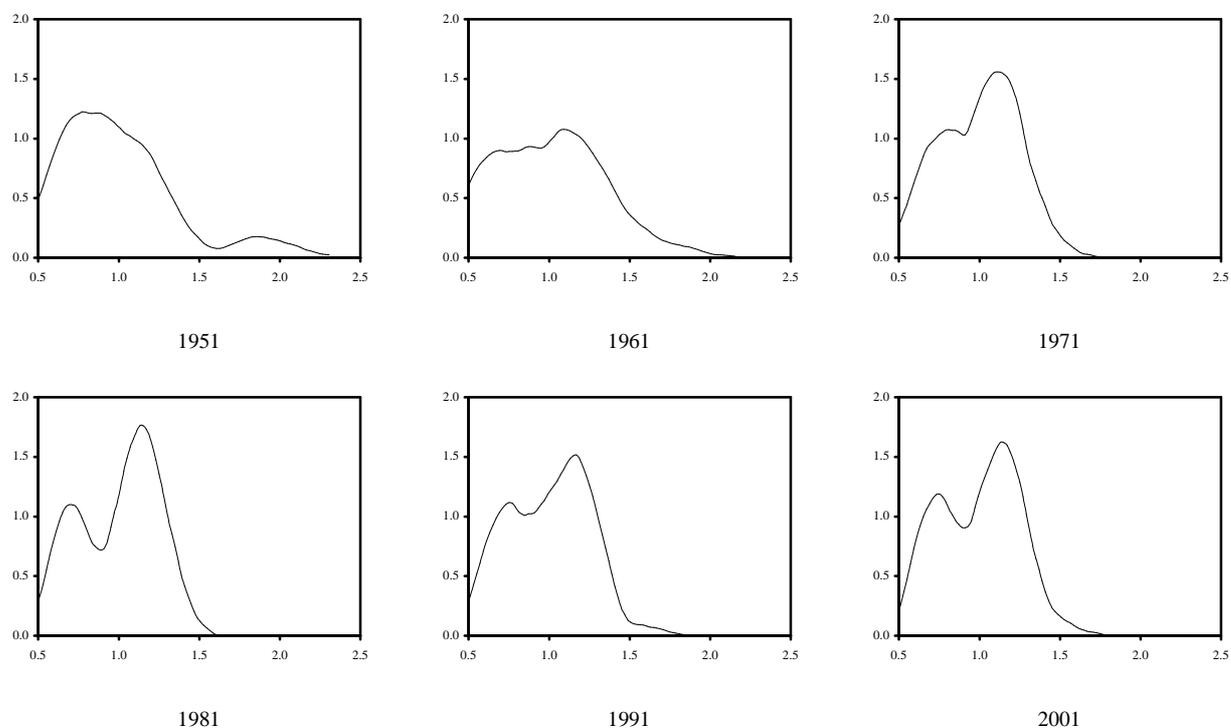
- La polarizzazione è significativa a tutte le scale territoriali: esistono consistenti difformità territoriali sia in ambito locale, sia a livello regionale, sia tra macro aree.
- La disuguaglianza territoriale riconducibile al dualismo Nord – Sud non risulta più intensa di quella attribuibile alle difformità regionali, ma decisamente più forte della disuguaglianza che si registra in ambito locale.
- Nella seconda metà del XX secolo si osserva una marcata riduzione, dell'ordine del 50 per cento, della disuguaglianza complessiva nei livelli di prodotto pro capite tra province.
- Nello stesso arco di tempo si registra una forte riduzione della disuguaglianza soprattutto entro aree di ridotta e media dimensione (*convergenza ad aree*). La riduzione della disuguaglianza tra le aree (*convergenza delle aree*) è in generale meno sensibile, soprattutto in ambiti territoriali più ampi.

- La polarizzazione territoriale risulta in aumento per qualunque dimensione dell'ambito territoriale. Gli incrementi maggiori sono ascrivibili principalmente al rafforzamento delle difformità regionali; più limitato è invece il rafforzamento della dicotomia tra Nord e Sud.
- Gran parte dell'incremento di polarizzazione osservato durante il cinquantennio è riconducibile agli anni '50.

Appendice - Figure

Figura 1

FUNZIONE DI DENSITA' DEL PRODOTTO PRO CAPITE RELATIVO DELLE PROVINCE ITALIANE



Elaborazione su dati Tagliacarne. Funzione di densità in ordinata. Stimatore *Kernel* gaussiano. Prodotto pro capite medio nazionale=1.00

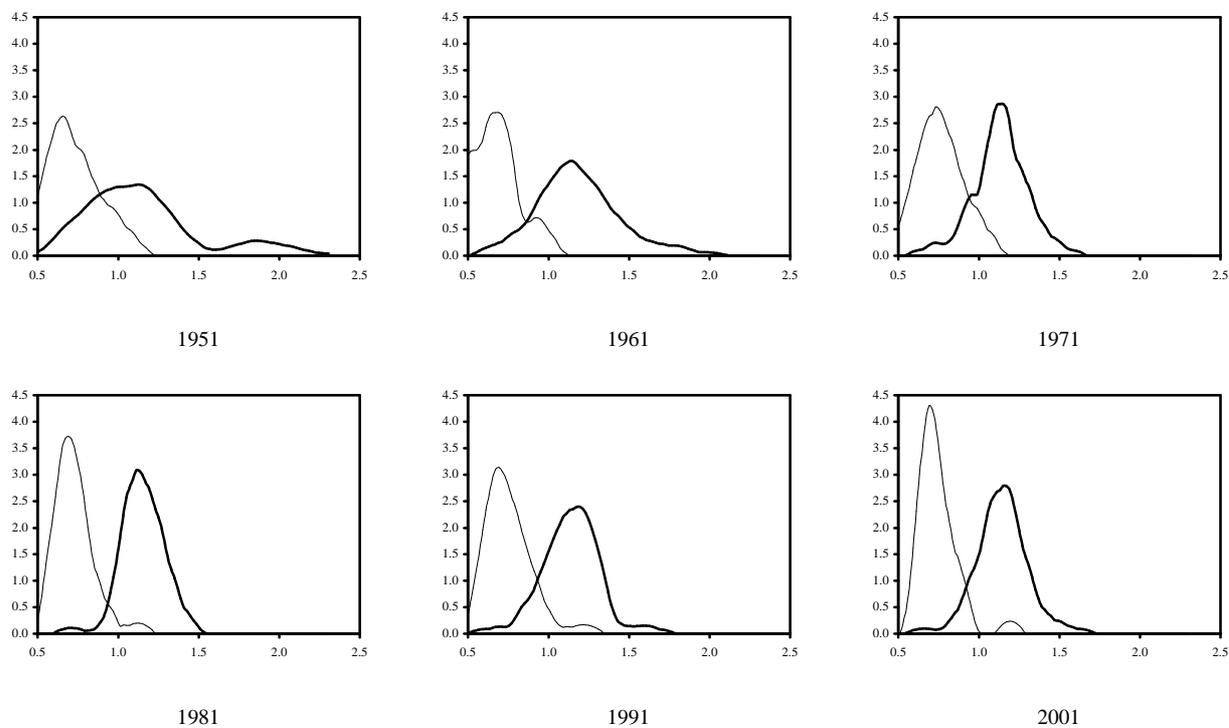
Figura 2

EVOLUZIONE DELLA DEVIAZIONE STANDARD DEL PRODOTTO PRO CAPITE



Figura 3

**FUNZIONE DI DENSITA' DEL PRODOTTO PRO CAPITE RELATIVO DELLE PROVINCE ITALIANE
CONFRONTO NORD-SUD**



Elaborazione su dati Tagliacarne. Funzione di densità in ordinata. Stimatore *Kernel* gaussiano. Prodotto pro capite medio nazionale=1,00. Nord e Centro = linea grossa; Sud e Isole = linea sottile.

Figura 4

**EVOLUZIONE DELLA DEVIAZIONE STANDARD DEL PRODOTTO PRO CAPITE
CONFRONTO NORD-SUD**

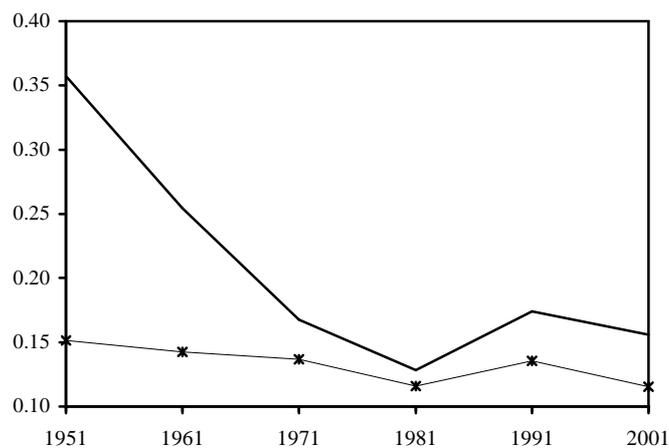
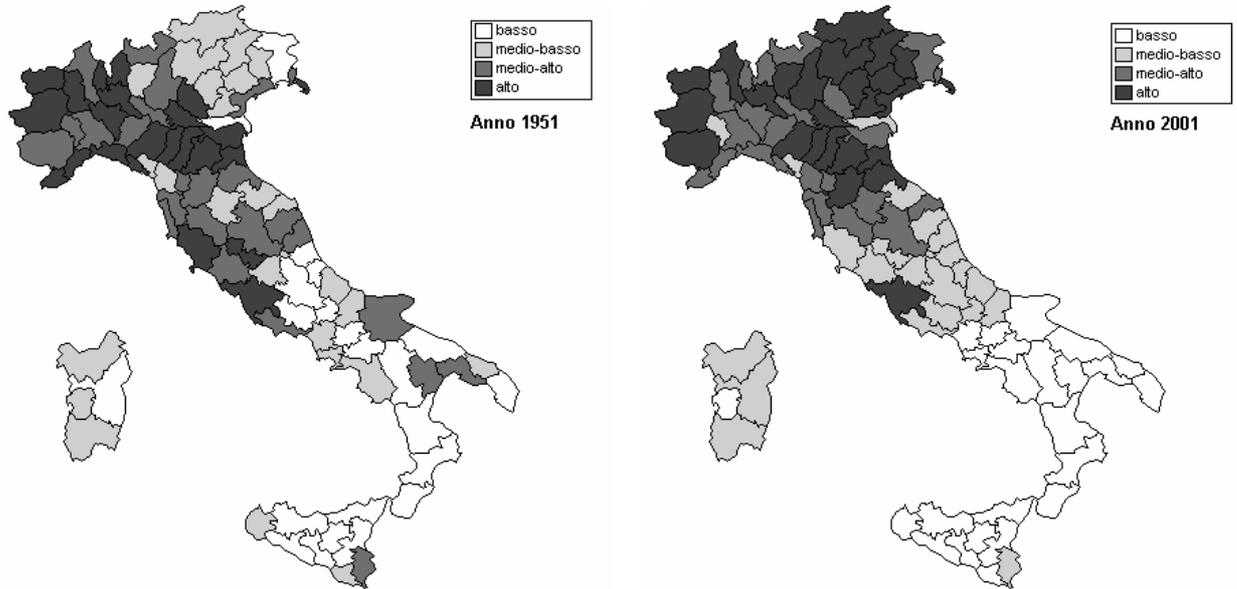


Figura 5

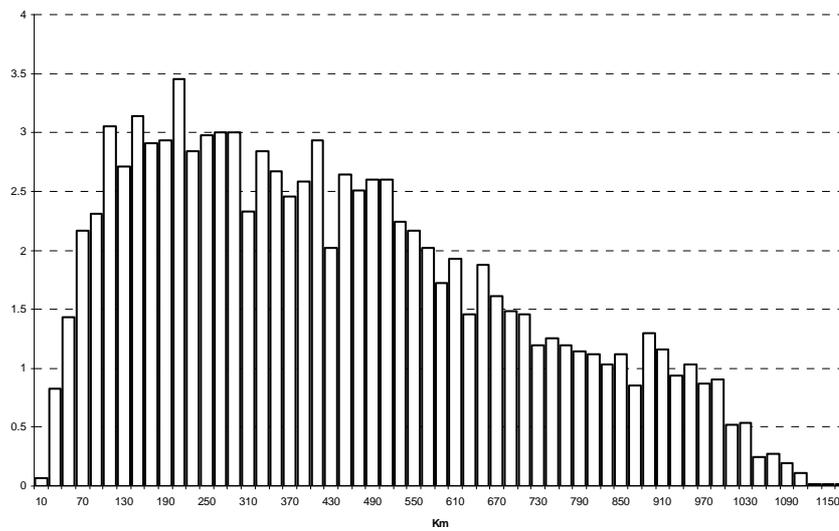
DISTRIBUZIONE DEL PRODOTTO PRO CAPITE TRA PROVINCE



Elaborazione su dati Tagliacarne. Le classi corrispondono ai quartili della distribuzione calcolati nei due anni separatamente.

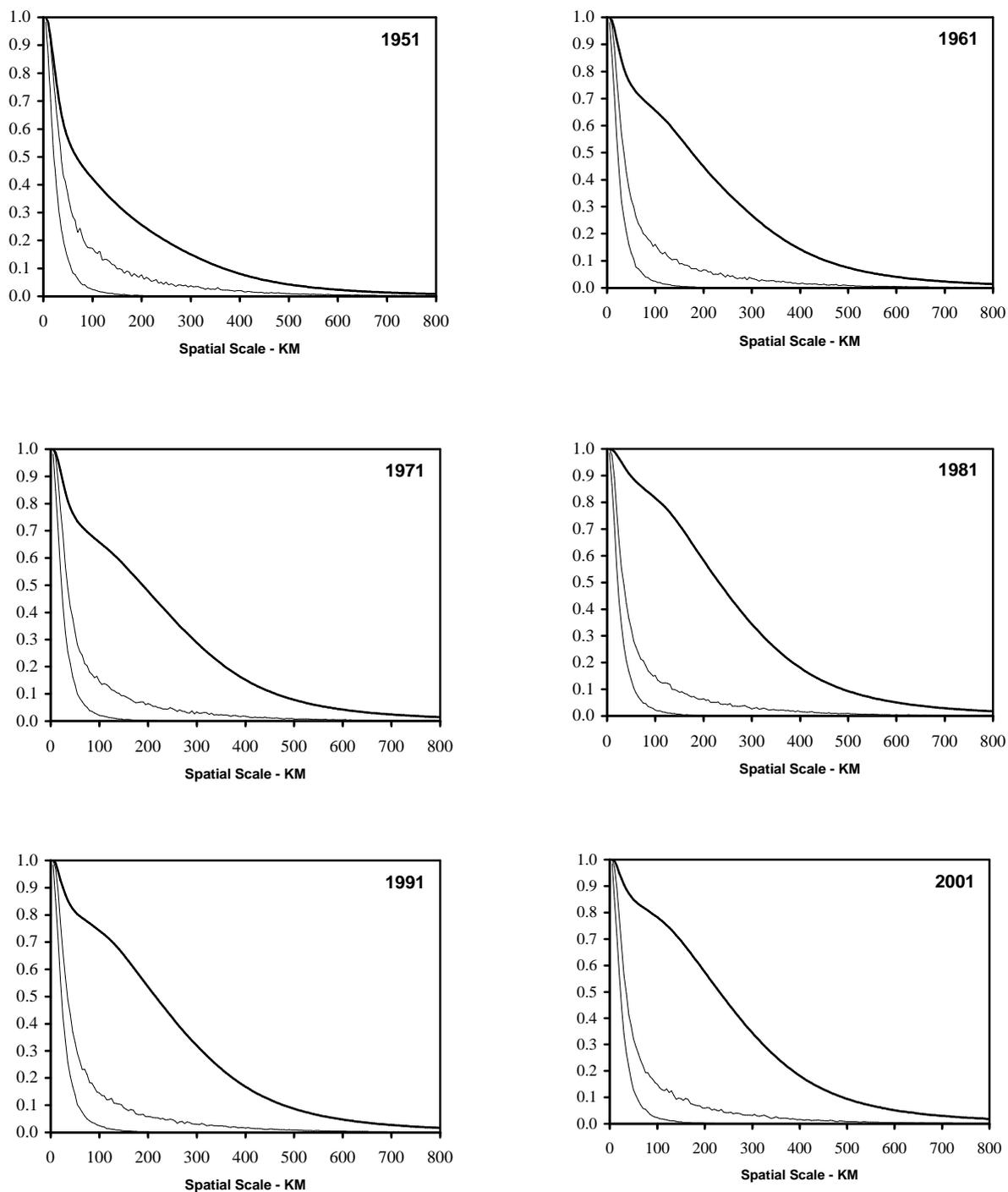
Figura 6

ISTOGRAMMA DELLE DISTANZE GEOGRAFICHE TRA PROVINCE



Distanze chilometriche tra coppie di capoluoghi di provincia in ascissa; frequenze percentuali in ordinata.

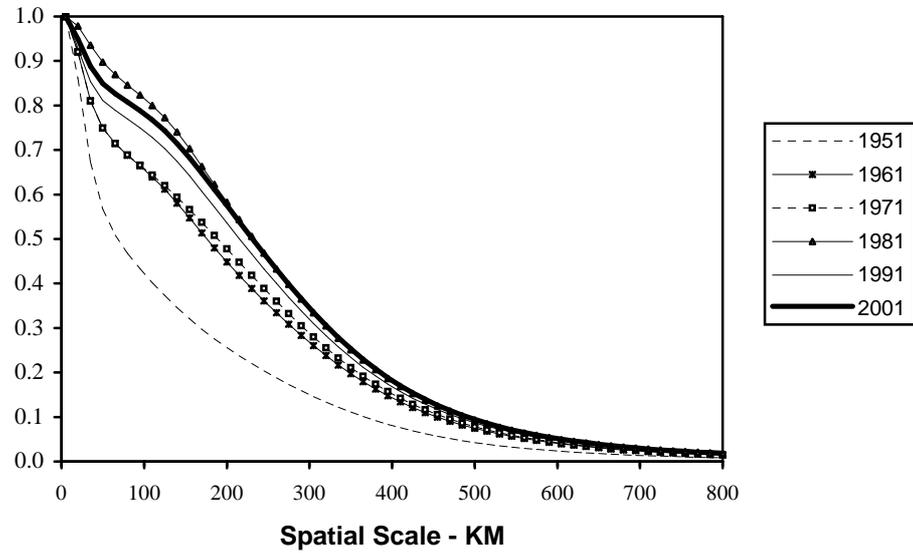
**CURVE DI POLARIZZAZIONE TERRITORIALE EFFETTIVA E SIMULATA
DEL PRODOTTO PRO CAPITE**



Elaborazione su dati Tagliacarne. Confronto tra curva effettiva (linea grossa) e curva simulata tramite permutazione (primo e novantanovesimo percentile). 1.000 permutazioni casuali.

Figura 8

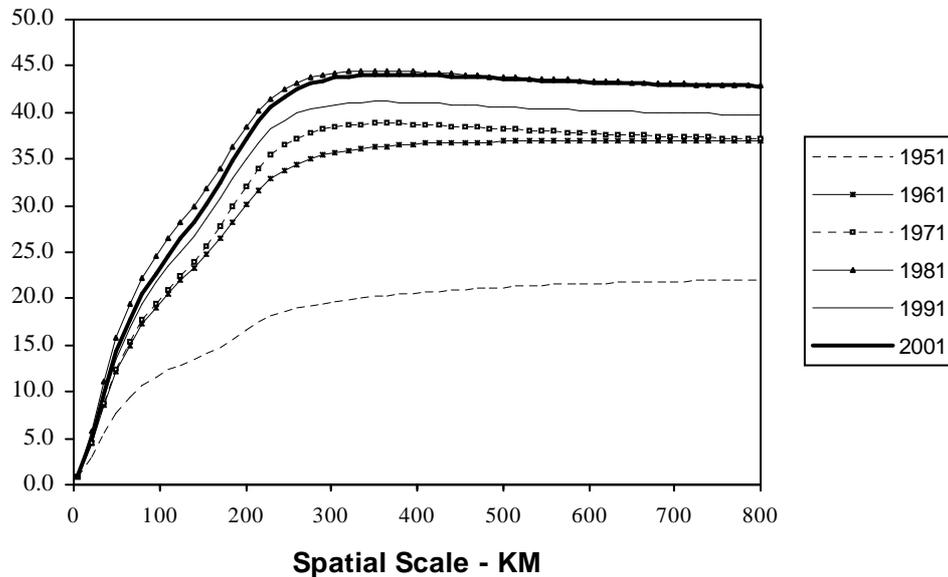
CURVA DI POLARIZZAZIONE TERRITORIALE DEL PRODOTTO PRO CAPITE



Elaborazione su dati Tagliacarne.

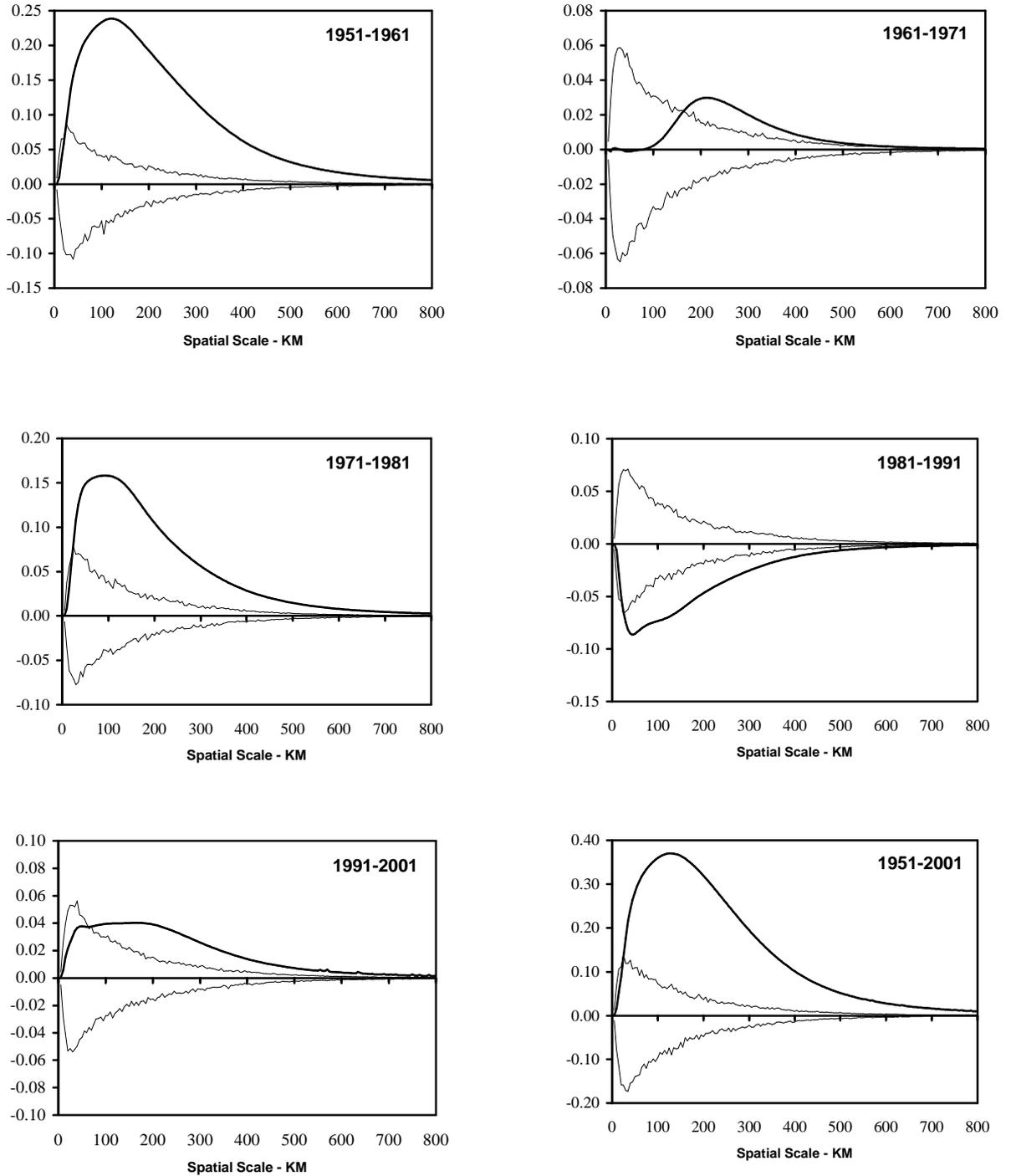
Figura 9

CURVA DI POLARIZZAZIONE STANDARDIZZATA DEL PRODOTTO PRO CAPITE



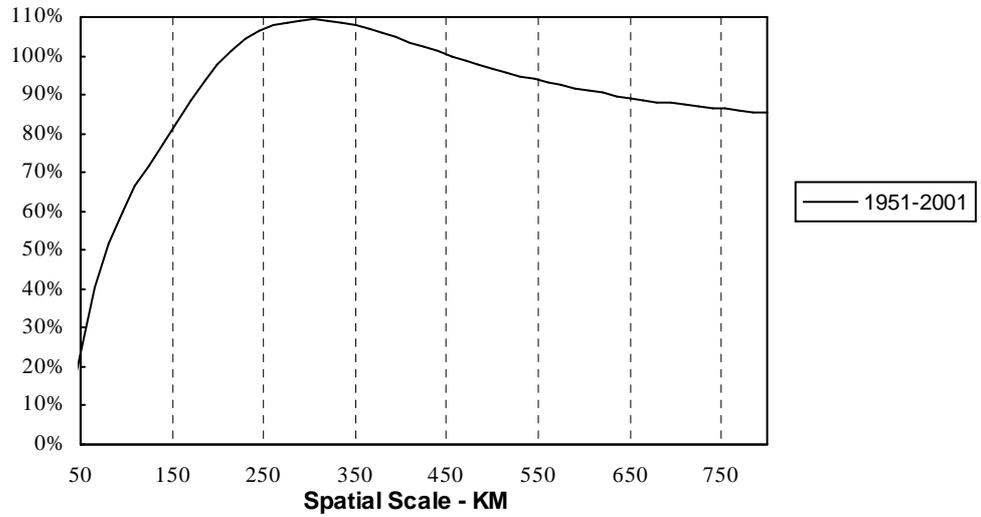
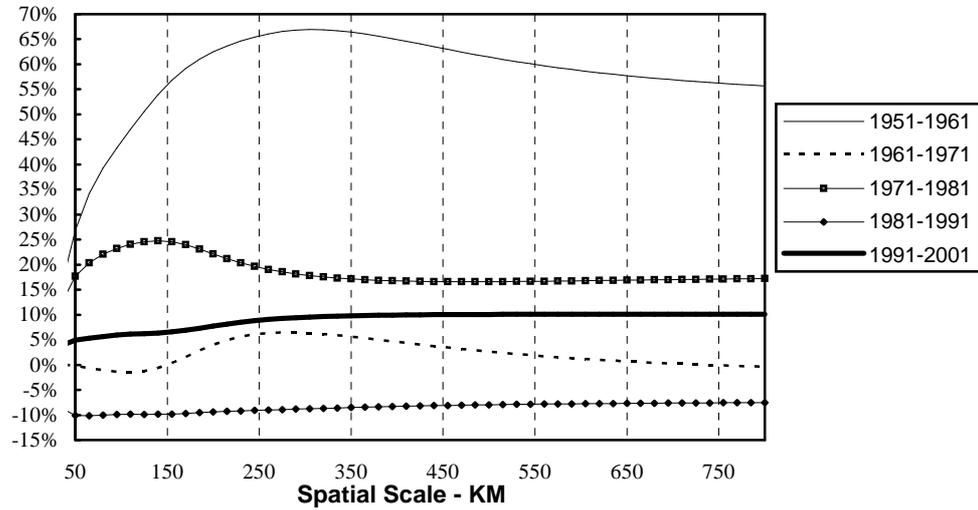
Elaborazione su dati Tagliacarne. 10.000 permutazioni casuali.

SIGNIFICATIVITÀ DELLE DIFFERENZE TRA CURVE DI POLARIZZAZIONE

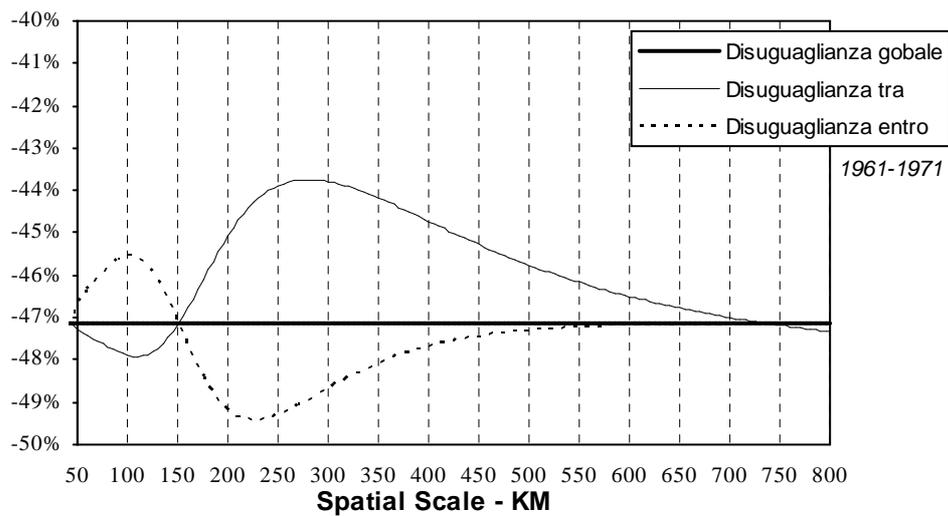
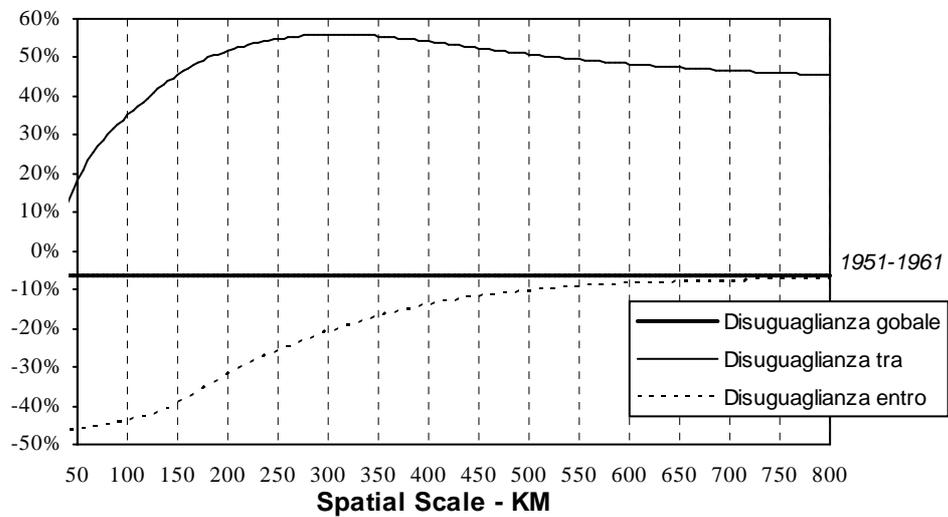


Elaborazione su dati Tagliacarne. Confronto tra curva effettiva (linea grossa) e curva simulata tramite permutazione (primo e novantanovesimo percentile). 1.000 permutazioni casuali.

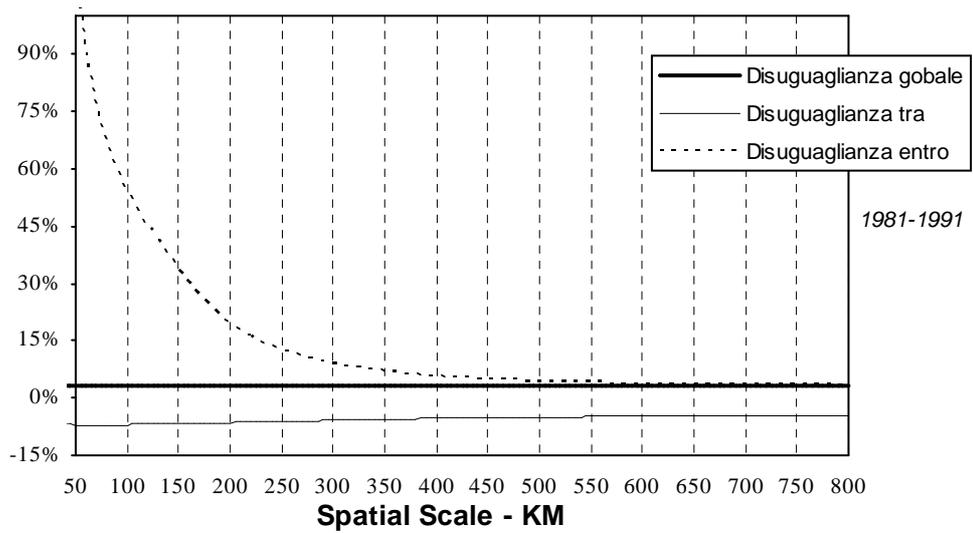
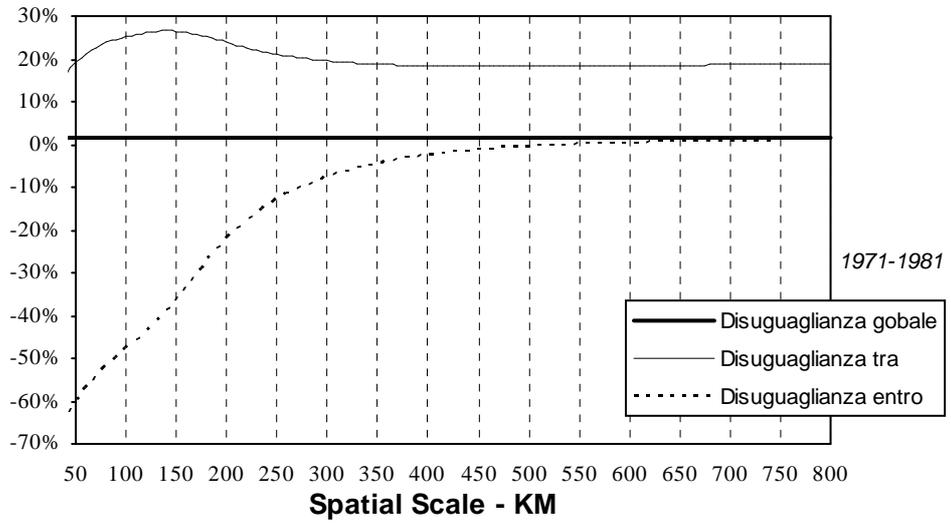
**CURVA DEI TASSI DI VARIAZIONE DELLA POLARIZZAZIONE TERRITORIALE
DEL PRODOTTO PRO CAPITE**



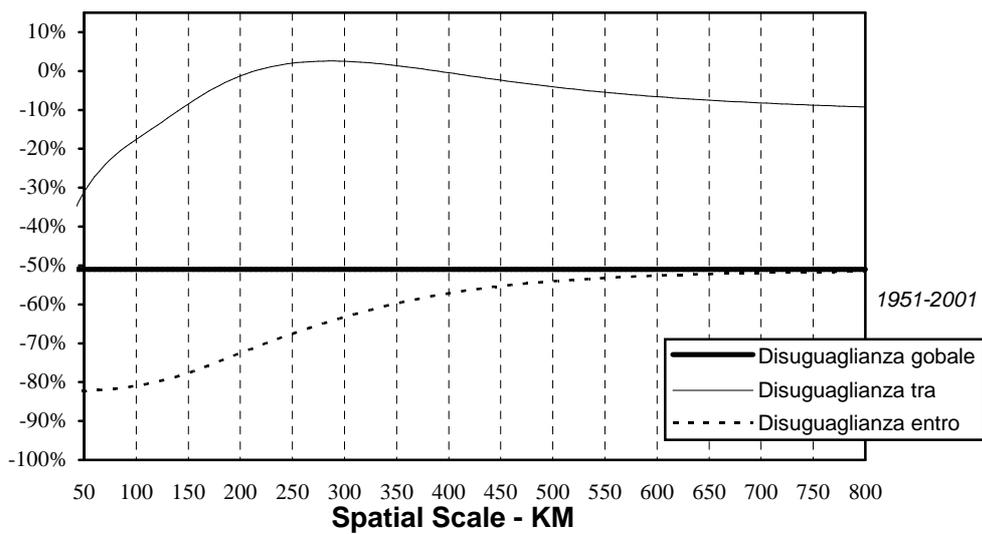
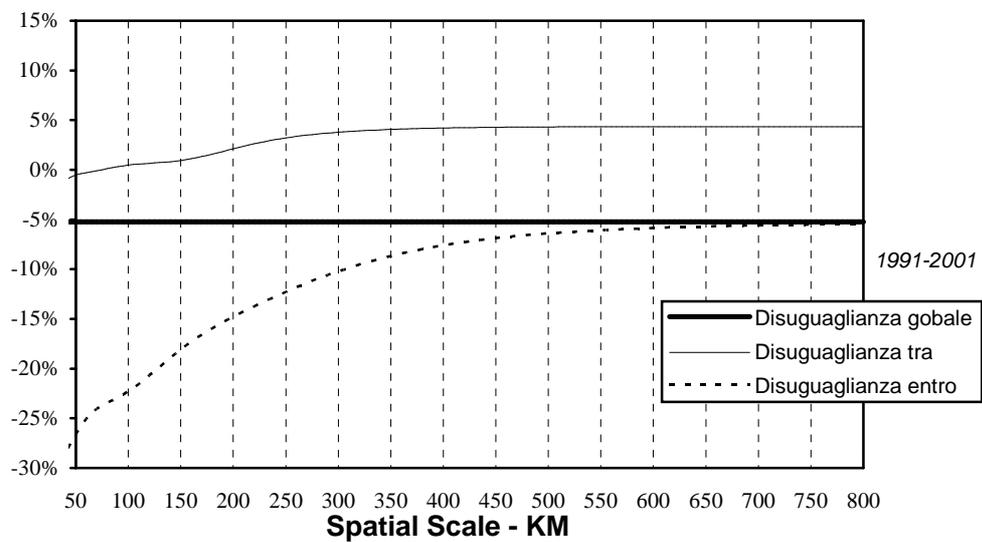
CURVA DEI TASSI DI VARIAZIONE DELLA DISUGUAGLIANZA E DELLE SUE COMPONENTI



(segue)



(segue)



Elaborazione su dati Tagliacarne.

Riferimenti bibliografici

- Abraham, F., Von Rompuy, P. (1995), "Regional convergence in the European Monetary Union", *Papers in Regional Science*, Vol. 74, pp. 125-42.
- Armstrong, H. (1995), "Convergence among regions of the European Union, 1950-1990", *Papers in Regional Science*, Vol. 74, pp. 143-52.
- Azzoni, C. R. (2001), "Economic growth and income inequality in Brazil", *Annals of Regional Science*, Vol. 31, pp. 133-52.
- Barro, R., Sala-i-Martin, X. (1991), "Convergence across states and regions", *Brookings papers on Economic Activity*, Vol. 1, pp. 107-82.
- Baumont, C., Ertur, C., Le Gallo, J. (2000), "Convergence des régions européennes: une approche par l'écométrie spatiale", *Working Paper*, n. 2000-03, LATEC, University of Burgundy.
- Carlino, G., Mills, L. (1996), "Convergence and the U.S. States: a time-series analysis", *Journal of Regional Science*, Vol. 36, pp. 597-.
- Cowell, F. A., Jenkins, S. P. (1995), "How much inequality can we explain? Methodology and application to the United States", *The Economic Journal*, Vol. 105, pp. 421-30.
- Cuadrado-Roura, J., Garcia-Greciano, B., Raymond, J. (1999), "Regional convergence in productivity and productivity structure: the Spanish case", *International Regional Science Review*, Vol. 22, pp. 35-53.
- Fan, C. C., Casetti, E. (1994), "The spatial and temporal dynamics of US regional income inequality, 1950-1989", *Annals of Regional Science*, Vol. 28, pp. 177-96.
- Fingleton, B. (1999), "Estimates of time to economic convergence: an analysis of regions of the European Union", *International Regional Science Review*, Vol. 22, pp. 5-35.
- Fujita, M., Hu, D. (2001), "Regional disparity in China 1985-1994: the effects of globalization and economic liberalization", *Annals of Regional Science*, Vol. 35, pp. 3-37.
- Kim, S. (1998), "Economic integration and convergence: U.S. regions, 1840-1987", *Journal of Economic History*, Vol. 58, pp. 659-83.
- Krugman, P. R. (1991), "Increasing returns and economic geography", *Journal of Political Economy*, Vol. 99, pp. 483-499.
- Le Gallo, J., Ertur, C. (2003), "Exploratory spatial data analysis of the distribution of regional per capita GDP in Europe", *Papers in Regional Science*, Vol. 82, pp. 175-201.
- Maasoumi, E. (1997), *Empirical analysis of inequality and welfare*, in Pesaran, M. e Schmidt, P., editors, "Handbook of Applied Econometrics", Vol. 2, Microeconomics, pp. 202-245, Blackwell Publishers Ltd., London.
- Mills, J.A., Zandvakili, S. (1997), "Statistical inference via bootstrapping for measure of inequality", *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 12, pp. 133-150.

- Neven, D., Gouyette, C. (1995), "Regional convergence in the European community", *Journal of Common Market Studies*, Vol. 33, pp. 47-65.
- Nissan, E., Carter, G. (1999), "Spatial and temporal metropolitan and nonmetropolitan trends in income inequality", *Growth and Change*, Vol. 30, pp. 407-15.
- Quah, D. T. (1993), "Galton's Fallacy and Test of the Convergence Hypothesis", *The Scandinavian Journal of Economics*, Vol. 95.
- Quah, D. T. (1996a), "Empirics of growth and convergence", *European Economic Review*, Vol. 40.
- Quah, D. T. (1996b), "Regional Convergence Clusters across Europe", *European Economic Review*, Vol. 40.
- Quah, D. T. (1997), "Empirics for growth and distribution: stratification, polarization, and convergence clubs", *Journal of Economic Growth*, Vol. 2.
- Rey, S. J. (2001), "Spatial analysis of regional income inequality", Urban/Regional 0110002, Economics Working Paper Archive at WUSTL.
- Rey, S. J., Montouri, B. D. (1999), "U.S. regional income convergence: a spatial econometric perspective", *Regional Studies*, Vol. 33, pp. 143-56.
- Shorrocks, A. F. (1984), "Inequality decomposition by population subgroups", *Econometrica*, Vol. 52, pp. 1369-85.
- Theil, H. (1967), *Economics and Information Theory*, Amsterdam, North Holland.
- Tsionas, E. G. (2000), "Real convergence in Europe: how robust are econometric inferences?", *Applied Economics*, Vol. 32, pp. 1475-82.

ELENCO DEI PIÙ RECENTI “TEMI DI DISCUSSIONE” (*)

- N. 588 – *A multinomial approach to early warning system for debt crises*, di A. Ciarlone e G. Trebeschi (Maggio 2006).
- N. 589 – *An empirical analysis of national differences in the retail bank interest rates of the euro area*, di M. Affinito e F. Farabullini (Maggio 2006).
- N. 590 – *Imperfect knowledge, adaptive learning and the bias against activist monetary policies*, di Alberto Locarno (Maggio 2006).
- N. 591 – *The legacy of history for economic development: the case of Putnam’s social capital*, di G. de Blasio e G. Nuzzo (Maggio 2006).
- N. 591 – *The legacy of history for economic development: the case of Putnam’s social capital*, di G. de Blasio e G. Nuzzo (Maggio 2006).
- N. 592 – *L’internazionalizzazione produttiva italiana e i distretti industriali: un’analisi degli investimenti diretti all’estero*, di Stefano Federico (Maggio 2006).
- N. 593 – *Do market-based indicators anticipate rating agencies? Evidence for international banks*, di Antonio Di Cesare (Maggio 2006).
- N. 594 – *Entry regulations and labor market outcomes: Evidence from the Italian retail trade sector*, di Eliana Viviano (Maggio 2006).
- N. 595 – *Revisiting the empirical evidence on firms’ money demand*, di Francesca Lotti e Juri Marcucci (Maggio 2006).
- N. 596 – *Social interactions in high school: Lesson from an earthquake*, di Piero Cipollone e Alfonso Rosolia (Settembre 2006).
- N. 597 – *Determinants of long-run regional productivity: The role of R&D, human capital and public infrastructure*, di Raffaello Bronzini e Paolo Piselli (Settembre 2006).
- N. 598 – *Overoptimism and lender liability in the consumer credit market*, di Elisabetta Iossa e Giuliana Palumbo (Settembre 2006).
- N. 599 – *Bank’s riskiness over the business cycle: A panel analysis on Italian intermediaries*, di Mario Quagliariello (Settembre 2006).
- N. 600 – *People I know: Workplace networks and job search outcomes*, di Federico Cingano e Alfonso Rosolia (Settembre 2006).
- N. 601 – *Bank profitability and the business cycle*, di Ugo Albertazzi e Leonardo Gambacorta (Settembre 2006).
- N. 602 – *Scenario based principal component value-at-risk: An application to Italian banks’ interest rate risk exposure*, di Roberta Fiori e Simonetta Iannotti (Settembre 2006).
- N. 603 – *A dual-regime utility model for poverty analysis*, di Claudia Biancotti (Settembre 2006).
- N. 604 – *The political economy of investor protection*, di Pietro Tommasino (Dicembre 2006).
- N. 605 – *Search in thick markets: Evidence from Italy*, di Sabrina Di Addario (Dicembre 2006).
- N. 606 – *The transmission of monetary policy shocks from the US to the euro area*, di S. Neri e A. Nobili (Dicembre 2006).
- N. 607 – *What does a technology shock do? A VAR analysis with model-based sign restrictions*, di L. Dedola e S. Neri (Dicembre 2006).
- N. 608 – *Merge and compete: Strategic incentives for vertical integration*, di Filippo Vergara Caffarelli (Dicembre 2006).
- N. 609 – *Real-time determinants of fiscal policies in the euro area: Fiscal rules, cyclical conditions and elections*, di Roberto Golinelli e Sandro Momigliano. (Dicembre 2006).
- N. 610 – *L’under-reporting della ricchezza finanziaria nell’indagine sui bilanci delle famiglie*, di Leandro D’Aurizio, Ivan Faiella, Stefano Iezzi, Andrea Neri (Dicembre 2006).

(*) I “Temi” possono essere richiesti a:

Banca d’Italia – Servizio Studi – Divisione Biblioteca e pubblicazioni – Via Nazionale, 91 – 00184 Roma (fax 0039 06 47922059). Essi sono disponibili sul sito Internet www.bancaditalia.it.

2000

- P. ANGELINI, *Are banks risk-averse? Intraday timing of the operations in the interbank market*, Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 32 (1), pp. 54-73, **TD No. 266 (aprile 1996)**.
- F. DRUDI e R. GIORDANO, *Default Risk and optimal debt management*, Journal of Banking and Finance, Vol. 24 (6), pp. 861-891, **TD No. 278 (settembre 1996)**.
- F. DRUDI e R. GIORDANO, *Wage indexation, employment and inflation*, Scandinavian Journal of Economics, Vol. 102 (4), pp. 645-668, **TD No. 292 (dicembre 1996)**.
- F. DRUDI e A. PRATI, *Signaling fiscal regime sustainability*, European Economic Review, Vol. 44 (10), pp. 1897-1930, **TD No. 335 (settembre 1998)**.
- F. FORNARI e R. VIOLI, *The probability density function of interest rates implied in the price of options*, in: R. Violi, (ed.), *Mercati dei derivati, controllo monetario e stabilità finanziaria*, Il Mulino, Bologna, **TD No. 339 (ottobre 1998)**.
- D. J. MARCHETTI e G. PARIGI, *Energy consumption, survey data and the prediction of industrial production in Italy*, Journal of Forecasting, Vol. 19 (5), pp. 419-440, **TD No. 342 (dicembre 1998)**.
- A. BAFFIGI, M. PAGNINI e F. QUINTILIANI, *Localismo bancario e distretti industriali: assetto dei mercati del credito e finanziamento degli investimenti*, in: L.F. Signorini (ed.), *Lo sviluppo locale: un'indagine della Banca d'Italia sui distretti industriali*, pp. 237-256, Meridiana Libri, **TD No. 347 (marzo 1999)**.
- F. LIPPI, *Median voter preferences, central bank independence and conservatism*, Public Choice, v. 105, 3-4, pp. 323-338 **TD No. 351 (aprile 1999)**.
- A. SCALIA e V. VACCA, *Does market transparency matter? A case study*, in: *Market Liquidity: Research Findings and Selected Policy Implications*, Basel, Bank for International Settlements, **TD No. 359 (ottobre 1999)**.
- F. SCHIVARDI, *Rigidità nel mercato del lavoro, disoccupazione e crescita*, Giornale degli economisti e Annali di economia, Vol. 59 (1), pp. 115-141, **TD No. 364 (dicembre 1999)**.
- G. BODO, R. GOLINELLI e G. PARIGI, *Forecasting industrial production in the euro area*, Empirical Economics, Vol. 25 (4), pp. 541-561, **TD No. 370 (marzo 2000)**.
- F. ALTISSIMO, D. J. MARCHETTI e G. P. ONETO, *The Italian business cycle: Coincident and leading indicators and some stylized facts*, Giornale degli economisti e Annali di economia, Vol. 60 (2), pp. 147-220, **TD No. 377 (ottobre 2000)**.
- C. MICHELACCI e P. ZAFFARONI, *(Fractional) Beta convergence*, Journal of Monetary Economics, Vol. 45 (1), pp. 129-153, **TD No. 383 (ottobre 2000)**.
- R. DE BONIS e A. FERRANDO, *The Italian banking structure in the nineties: Testing the multimarket contact hypothesis*, Economic Notes, Vol. 29 (2), pp. 215-241, **TD No. 387 (ottobre 2000)**.
- S. SIVIERO e D. TERLIZZESE, *La previsione macroeconomica: alcuni luoghi comuni da sfatare*, Rivista italiana degli economisti, v. 5, 2, pp. 291-322, **TD No. 395 (febbraio 2001)**.
- G. DE BLASIO e F. MINI, *Seasonality and capacity: An application to Italy*, IMF Working Paper, 80, **TD No. 403 (giugno 2001)**.

2001

- M. CARUSO, *Stock prices and money velocity: A multi-country analysis*, Empirical Economics, Vol. 26 (4), pp. 651-672, **TD No. 264 (febbraio 1996)**.
- P. CIPOLLONE e D. J. MARCHETTI, *Bottlenecks and limits to growth: A multisectoral analysis of Italian industry*, Journal of Policy Modeling, Vol. 23 (6), pp. 601-620, **TD No. 314 (agosto 1997)**.
- P. CASELLI, *Fiscal consolidations under fixed exchange rates*, European Economic Review, Vol. 45 (3), pp. 425-450, **TD No. 336 (ottobre 1998)**.
- F. ALTISSIMO e G. L. VIOLANTE, *The non-linear dynamics of output and unemployment in the US*, Journal of Applied Econometrics, Vol. 16 (4), pp. 461-486, **TD No. 338 (ottobre 1998)**.
- F. NUCCI e A. F. POZZOLO, *Investment and the exchange rate: An analysis with firm-level panel data*, European Economic Review, Vol. 45 (2), pp. 259-283, **TD No. 344 (dicembre 1998)**.

- A. ZAGHINI, *Fiscal adjustments and economic performing: A comparative study*, Applied Economics, Vol. 33 (5), pp. 613-624, **TD No. 355 (giugno 1999)**.
- L. GAMBACORTA, *On the institutional design of the European monetary union: Conservatism, stability pact and economic shocks*, Economic Notes, Vol. 30 (1), pp. 109-143, **TD No. 356 (giugno 1999)**.
- P. FINALDI RUSSO e P. ROSSI, *Credit constraints in italian industrial districts*, Applied Economics, Vol. 33 (11), pp. 1469-1477, **TD No. 360 (dicembre 1999)**.
- A. CUKIERMAN e F. LIPPI, *Labor markets and monetary union: A strategic analysis*, Economic Journal, Vol. 111 (473), pp. 541-565, **TD No. 365 (febbraio 2000)**.
- G. PARIGI e S. SIVIERO, *An investment-function-based measure of capacity utilisation, potential output and utilised capacity in the Bank of Italy's quarterly model*, Economic Modelling, Vol. 18 (4), pp. 525-550, **TD No. 367 (febbraio 2000)**.
- P. CASELLI, P. PAGANO e F. SCHIVARDI, *Investment and growth in Europe and in the United States in the nineties*, Rivista di politica economica, v. 91, 10, pp. 3-35, **TD No. 372 (marzo 2000)**.
- F. BALASSONE e D. MONACELLI, *Emu fiscal rules: Is there a gap?*, in: M. Bordignon e D. Da Empoli (a cura di), *Politica fiscale, flessibilità dei mercati e crescita*, Milano, Franco Angeli, **TD No. 375 (luglio 2000)**.
- A. B. ATKINSON e A. BRANDOLINI, *Promise and pitfalls in the use of "secondary" data-sets: Income inequality in OECD countries as a case study*, Journal of Economic Literature, Vol. 39 (3), pp. 771-799, **TD No. 379 (ottobre 2000)**.
- D. FOCARELLI e A. F. POZZOLO, *The patterns of cross-border bank mergers and shareholdings in OECD countries*, Journal of Banking and Finance, Vol. 25 (12), pp. 2305-2337, **TD No. 381 (ottobre 2000)**.
- M. SBRACIA e A. ZAGHINI, *Expectations and information in second generation currency crises models*, Economic Modelling, Vol. 18 (2), pp. 203-222, **TD No. 391 (dicembre 2000)**.
- F. FORNARI e A. MELE, *Recovering the probability density function of asset prices using GARCH as diffusion approximations*, Journal of Empirical Finance, Vol. 8 (1), pp. 83-110, **TD No. 396 (febbraio 2001)**.
- P. CIPOLLONE, *La convergenza dei salari dell'industria manifatturiera in Europa*, Politica economica, Vol. 17 (1), pp. 97-125, **TD No. 398 (febbraio 2001)**.
- E. BONACCORSI DI PATTI e G. GOBBI, *The changing structure of local credit markets: Are small businesses special?*, Journal of Banking and Finance, Vol. 25 (12), pp. 2209-2237, **TD No. 404 (giugno 2001)**.
- L. DEDOLA e S. LEDUC, *Why is the business-cycle behaviour of fundamentals alike across exchange-rate regimes?*, International Journal of Finance and Economics, v. 6, 4, pp. 401-419, **TD No. 411 (agosto 2001)**.
- M. PAIELLA, *Limited Financial Market Participation: a Transaction Cost-Based Explanation*, IFS Working Paper, 01/06, **TD No. 415 (agosto 2001)**.
- G. MESSINA, *Per un federalismo equo e solidale: obiettivi e vincoli per la perequazione regionale in Italia*, Studi economici, Vol. 56 (73), pp. 131-148, **TD No. 416 (agosto 2001)**.
- L. GAMBACORTA *Bank-specific characteristics and monetary policy transmission: the case of Italy*, ECB Working Paper, 103, **TD No. 430 (dicembre 2001)**.
- F. ALTISSIMO, A. BASSANETTI, R. CRISTADORO, M. FORNI, M. LIPPI, L. REICHLIN e G. VERONESE *A real time coincident indicator of the euro area business cycle*, CEPR Discussion Paper, 3108, **TD No. 436 (dicembre 2001)**.
- A. GERALI e F. LIPPI, *On the "conquest" of inflation*, CEPR Discussion Paper, 3101, **TD No. 444 (luglio 2002)**.
- L. GUIISO e M. PAIELLA, *Risk aversion, wealth and background risk*, CEPR Discussion Paper, 2728, **TD No. 483 (settembre 2003)**.

2002

- R. CESARI e F. PANETTA, *The performance of italian equity funds*, Journal of Banking and Finance, Vol. 26 (1), pp. 99-126, **TD No. 325 (gennaio 1998)**.
- F. ALTISSIMO, S. SIVIERO e D. TERLIZZESE, *How deep are the deep parameters?*, Annales d'Economie et de Statistique, (67/68), pp. 207-226, **TD No. 354 (giugno 1999)**.

- F. FORNARI, C. MONTICELLI, M. PERICOLI e M. TIVEGNA, *The impact of news on the exchange rate of the lira and long-term interest rates*, Economic Modelling, Vol. 19 (4), pp. 611-639, **TD No. 358 (ottobre 1999)**.
- D. FOCARELLI, F. PANETTA e C. SALLES, *Why do banks merge?*, Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 34 (4), pp. 1047-1066, **TD No. 361 (dicembre 1999)**.
- D. J. MARCHETTI, *Markup and the business cycle: Evidence from Italian manufacturing branches*, Open Economies Review, Vol. 13 (1), pp. 87-103, **TD No. 362 (dicembre 1999)**.
- F. Busetti, *Testing for (common) stochastic trends in the presence of structural breaks*, Journal of Forecasting, Vol. 21 (2), pp. 81-105, **TD No. 385 (dicembre 2000)**.
- F. LIPPI, *Revisiting the Case for a Populist Central Banker*, European Economic Review, Vol. 46 (3), pp. 601-612, **TD No. 386 (dicembre 2000)**.
- F. PANETTA, *The stability of the relation between the stock market and macroeconomic forces*, Economic Notes, Vol. 31 (3), pp. 417-450, **TD No. 393 (febbraio 2001)**.
- G. GRANDE e L. VENTURA, *Labor income and risky assets under market incompleteness: Evidence from Italian data*, Journal of Banking and Finance, Vol. 26 (2-3), pp. 597-620, **TD No. 399 (marzo 2001)**.
- A. BRANDOLINI, P. CIPOLLONE e P. SESTITO, *Earnings dispersion, low pay and household poverty in Italy, 1977-1998*, in D. Cohen, T. Piketty and G. Saint-Paul (a cura di), *The Economics of Rising Inequalities*, Oxford, Oxford University Press, **TD No. 427 (novembre 2001)**.
- E. GAIOTTI e A. GENERALE, *Does monetary policy have asymmetric effects? A look at the investment decisions of Italian firms*, Giornale degli economisti e annali di economia, v. 61, 1, pp. 29-60, **TD No. 429 (dicembre 2001)**.
- G. M. TOMAT, *Durable goods, price indexes and quality change: An application to automobile prices in Italy, 1988-1998*, ECB Working Paper, 118, **TD No. 439 (marzo 2002)**.
- A. PRATI e M. SBRACIA, *Currency crises and uncertainty about fundamentals*, IMF Working Paper, 3, **TD No. 446 (luglio 2002)**.
- L. CANNARI e G. D'ALESSIO, *La distribuzione del reddito e della ricchezza nelle regioni italiane*, Rivista Economica del Mezzogiorno, Vol. 16 (4), pp. 809-847, Il Mulino, **TD No. 482 (giugno 2003)**.

2003

- L. GAMBACORTA, *Asymmetric bank lending channels and ECB monetary policy*, Economic Modelling, Vol. 20, 1, pp. 25-46, **TD No. 340 (ottobre 1998)**.
- F. SCHIVARDI, *Reallocation and learning over the business cycle*, European Economic Review, Vol. 47 (1), pp. 95-111, **TD No. 345 (dicembre 1998)**.
- P. CASELLI, P. PAGANO e F. SCHIVARDI, *Uncertainty and slowdown of capital accumulation in Europe*, Applied Economics, Vol. 35 (1), pp. 79-89, **TD No. 372 (marzo 2000)**.
- F. LIPPI, *Strategic monetary policy with non-atomistic wage setters*, Review of Economic Studies, v. 70, 4, pp. 909-919, **TD No. 374 (giugno 2000)**.
- P. ANGELINI e N. CETORELLI, *The effect of regulatory reform on competition in the banking industry*, Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 35, 5, pp. 663-684, **TD No. 380 (ottobre 2000)**.
- P. PAGANO e G. FERRAGUTO, *Endogenous growth with intertemporally dependent preferences*, Contribution to Macroeconomics, Vol. 3 (1), pp. 1-38, **TD No. 382 (ottobre 2000)**.
- P. PAGANO e F. SCHIVARDI, *Firm size distribution and growth*, Scandinavian Journal of Economics, Vol. 105 (2), pp. 255-274, **TD No. 394 (febbraio 2001)**.
- M. PERICOLI e M. SBRACIA, *A Primer on Financial Contagion*, Journal of Economic Surveys, Vol. 17 (4), pp. 571-608, **TD No. 407 (giugno 2001)**.
- M. SBRACIA e A. ZAGHINI, *The role of the banking system in the international transmission of shocks*, World Economy, Vol. 26 (5), pp. 727-754, **TD No. 409 (giugno 2001)**.
- L. GAMBACORTA, *The Italian banking system and monetary policy transmission: evidence from bank level data*, in: I. Angeloni, A. Kashyap and B. Mojon (a cura di), *Monetary Policy Transmission in the Euro Area*, Cambridge, Cambridge University Press, **TD No. 430 (dicembre 2001)**.
- M. EHRMANN, L. GAMBACORTA, J. MARTÍNEZ PAGÉS, P. SEVESTRE e A. WORMS, *Financial systems and the role of banks in monetary policy transmission in the euro area*, in: I. Angeloni, A. Kashyap and B. Mojon (a cura di), *Monetary Policy Transmission in the Euro Area*, Cambridge University Press, **TD No. 432 (dicembre 2001)**.

- F. SPADAFORA, *Official bailouts, moral hazard and the "Specialty" of the international interbank market*, *Emerging Markets Review*, Vol. 4 (2), pp. 165-196, **TD No. 438 (marzo 2002)**.
- D. FOCARELLI e F. PANETTA, *Are mergers beneficial to consumers? Evidence from the market for bank deposits*, *American Economic Review*, Vol. 93 (4), pp. 1152-1172, **TD No. 448 (luglio 2002)**.
- E. VIVIANO, *Un'analisi critica delle definizioni di disoccupazione e partecipazione in Italia*, *Politica Economica*, Vol. 19 (1), pp. 161-190, **TD No. 450 (luglio 2002)**.
- M. PAGNINI, *Misura e determinanti dell'agglomerazione spaziale nei comparti industriali in Italia*, *Rivista di Politica Economica*, Vol. 93 (3-4), pp. 149-196, **TD No. 452 (ottobre 2002)**.
- F. PANETTA, *Evoluzione del sistema bancario e finanziamento dell'economia nel Mezzogiorno*, *Moneta e credito*, v. 56, 222, pp. 127-160, **TD No. 467 (marzo 2003)**.
- F. BUSETTI e A. M. ROBERT TAYLOR, *Testing against stochastic trend and seasonality in the presence of unattended breaks and unit roots*, *Journal of Econometrics*, Vol. 117 (1), pp. 21-53, **TD No. 470 (marzo 2003)**.
- P. ZAFFARONI, *Gaussian Inference on Certain Long-Range Dependent Volatility Models*, *Journal of Econometrics*, v. 115, 2, pp. 199-258, **TD No. 472 (giugno 2003)**.
- E. BONACCORSI DI PATTI, G. GOBBI e P. E. MISTRULLI, *Sportelli e reti telematiche nella distribuzione dei servizi bancari*, *Banca impresa società*, v. 2, 2, pp. 189-209, **TD No. 508 (luglio 2004)**.

2004

- P. ANGELINI e N. CETORELLI, *Gli effetti delle modifiche normative sulla concorrenza nel mercato creditizio*, in F. Panetta (a cura di), *Il sistema bancario negli anni novanta: gli effetti di una trasformazione*, Bologna, il Mulino, **TD No. 380 (ottobre 2000)**.
- P. CHIADES e L. GAMBACORTA, *The Bernanke and Blinder model in an open economy: The Italian case*, *German Economic Review*, Vol. 5 (1), pp. 1-34, **TD No. 388 (dicembre 2000)**.
- M. BUGAMELLI e P. PAGANO, *Barriers to Investment in ICT*, *Applied Economics*, Vol. 36 (20), pp. 2275-2286, **TD No. 420 (ottobre 2001)**.
- F. BUSETTI, *Preliminary data and econometric forecasting: An application with the Bank of Italy quarterly model*, CEPR Discussion Paper, 4382, **TD No. 437 (dicembre 2001)**.
- A. BAFFIGI, R. GOLINELLI e G. PARIGI, *Bridge models to forecast the euro area GDP*, *International Journal of Forecasting*, Vol. 20 (3), pp. 447-460, **TD No. 456 (dicembre 2002)**.
- D. AMEL, C. BARNES, F. PANETTA e C. SALLEO, *Consolidation and Efficiency in the Financial Sector: A Review of the International Evidence*, *Journal of Banking and Finance*, Vol. 28 (10), pp. 2493-2519, **TD No. 464 (dicembre 2002)**.
- M. PAIELLA, *Heterogeneity in financial market participation: Appraising its implications for the C-CAPM*, *Review of Finance*, Vol. 8, 3, pp. 445-480, **TD No. 473 (giugno 2003)**.
- F. CINGANO e F. SCHIVARDI, *Identifying the sources of local productivity growth*, *Journal of the European Economic Association*, Vol. 2 (4), pp. 720-742, **TD No. 474 (giugno 2003)**.
- E. BARUCCI, C. IMPENNA e R. RENÒ, *Monetary integration, markets and regulation*, *Research in Banking and Finance*, (4), pp. 319-360, **TD No. 475 (giugno 2003)**.
- G. ARDIZZI, *Cost efficiency in the retail payment networks: first evidence from the Italian credit card system*, *Rivista di Politica Economica*, Vol. 94, (3), pp. 51-82, **TD No. 480 (giugno 2003)**.
- E. BONACCORSI DI PATTI e G. DELL'ARICCIA, *Bank competition and firm creation*, *Journal of Money Credit and Banking*, Vol. 36 (2), pp. 225-251, **TD No. 481 (giugno 2003)**.
- R. GOLINELLI e G. PARIGI, *Consumer sentiment and economic activity: a cross country comparison*, *Journal of Business Cycle Measurement and Analysis*, Vol. 1 (2), pp. 147-170, **TD No. 484 (settembre 2003)**.
- L. GAMBACORTA e P. E. MISTRULLI, *Does bank capital affect lending behavior?*, *Journal of Financial Intermediation*, Vol. 13 (4), pp. 436-457, **TD No. 486 (settembre 2003)**.
- F. SPADAFORA, *Il pilastro privato del sistema previdenziale: il caso del Regno Unito*, *Economia Pubblica*, 34, (5), pp. 75-114, **TD No. 503 (giugno 2004)**.
- C. BENTIVOGLI e F. QUINTILIANI, *Tecnologia e dinamica dei vantaggi comparati: un confronto fra quattro regioni italiane*, in C. Conigliani (a cura di), *Tra sviluppo e stagnazione: l'economia dell'Emilia-Romagna*, Bologna, Il Mulino, **TD No. 522 (ottobre 2004)**.
- G. GOBBI e F. LOTTI, *Entry decisions and adverse selection: an empirical analysis of local credit markets*, *Journal of Financial Services Research*, Vol. 26 (3), pp. 225-244, **TD No. 535 (dicembre 2004)**.

E. GAIOTTI e F. LIPPI, *Pricing behavior and the introduction of the euro: evidence from a panel of restaurants*, *Giornale degli Economisti e Annali di Economia*, 2004, Vol. 63(3/4), pp. 491-526, **TD No. 541 (febbraio 2005)**.

2005

- L. DEDOLA e F. LIPPI, *The monetary transmission mechanism: Evidence from the industries of 5 OECD countries*, *European Economic Review*, 2005, Vol. 49, (6), pp. 1543-69, **TD No. 389 (dicembre 2000)**.
- D. J. MARCHETTI e F. NUCCI, *Price stickiness and the contractionary effects of technology shocks*. *European Economic Review*, v. 49, pp. 1137-1164, **TD No. 392 (febbraio 2001)**.
- G. CORSETTI, M. PERICOLI e M. SBRACIA, *Some contagion, some interdependence: More pitfalls in tests of financial contagion*, *Journal of International Money and Finance*, v. 24, 8, pp. 1177-1199, **TD No. 408 (giugno 2001)**.
- R. CRISTADORO, M. FORNI, L. REICHLIN e G. VERONESE, *A core inflation indicator for the euro area*, *Journal of Money, Credit, and Banking*, v. 37, 3, pp. 539-560, **TD No. 435 (dicembre 2001)**.
- F. ALTISSIMO, E. GAIOTTI e A. LOCARNO, *Is money informative? Evidence from a large model used for policy analysis*, *Economic & Financial Modelling*, v. 22, 2, pp. 285-304, **TD No. 445 (luglio 2002)**.
- G. DE BLASIO e S. DI ADDARIO, *Do workers benefit from industrial agglomeration?* *Journal of Regional Science*, Vol. 45, (4), pp. 797-827, **TD No. 453 (ottobre 2002)**.
- R. TORRINI, *Cross-country differences in self-employment rates: The role of institutions*, *Labour Economics*, V. 12, 5, pp. 661-683, **TD No. 459 (dicembre 2002)**.
- A. CUKIERMAN e F. LIPPI, *Endogenous monetary policy with unobserved potential output*, *Journal of Economic Dynamics and Control*, v. 29, 11, pp. 1951-1983, **TD No. 493 (giugno 2004)**.
- M. OMICCIOLI, *Il credito commerciale: problemi e teorie*, in L. Cannari, S. Chiri e M. Omiccioli (a cura di), *Imprese o intermediari? Aspetti finanziari e commerciali del credito tra imprese in Italia*, Bologna, Il Mulino, **TD No. 494 (giugno 2004)**.
- L. CANNARI, S. CHIRI e M. OMICCIOLI, *Condizioni di pagamento e differenziazione della clientela*, in L. Cannari, S. Chiri e M. Omiccioli (a cura di), *Imprese o intermediari? Aspetti finanziari e commerciali del credito tra imprese in Italia*, Bologna, Il Mulino, **TD No. 495 (giugno 2004)**.
- P. FINALDI RUSSO e L. LEVA, *Il debito commerciale in Italia: quanto contano le motivazioni finanziarie?*, in L. Cannari, S. Chiri e M. Omiccioli (a cura di), *Imprese o intermediari? Aspetti finanziari e commerciali del credito tra imprese in Italia*, Bologna, Il Mulino, **TD No. 496 (giugno 2004)**.
- A. CARMIGNANI, *Funzionamento della giustizia civile e struttura finanziaria delle imprese: il ruolo del credito commerciale*, in L. Cannari, S. Chiri e M. Omiccioli (a cura di), *Imprese o intermediari? Aspetti finanziari e commerciali del credito tra imprese in Italia*, Bologna, Il Mulino, **TD No. 497 (giugno 2004)**.
- G. DE BLASIO, *Credito commerciale e politica monetaria: una verifica basata sull'investimento in scorte*, in L. Cannari, S. Chiri e M. Omiccioli (a cura di), *Imprese o intermediari? Aspetti finanziari e commerciali del credito tra imprese in Italia*, Bologna, Il Mulino, **TD No. 498 (giugno 2004)**.
- G. DE BLASIO, *Does trade credit substitute bank credit? Evidence from firm-level data*. *Economic Notes*, Vol. 34 (1), pp. 85-112, **TD No. 498 (giugno 2004)**.
- A. DI CESARE, *Estimating Expectations of Shocks Using Option Prices*, *The ICFAI Journal of Derivatives Markets*, Vol. 2, (1), pp. 42-53, **TD No. 506 (luglio 2004)**.
- M. BENVENUTI e M. GALLO, *Il ricorso al "factoring" da parte delle imprese italiane*, in L. Cannari, S. Chiri e M. Omiccioli (a cura di), *Imprese o intermediari? Aspetti finanziari e commerciali del credito tra imprese in Italia*, Bologna, Il Mulino, **TD No. 518 (ottobre 2004)**.
- F. PANETTA, F. SCHIVARDI e M. SHUM, *Do mergers improve information? Evidence from the loan market*, *CEPR Discussion Paper*, 4961, **TD No. 521 (ottobre 2004)**.
- P. DEL GIOVANE e R. SABBATINI, *La divergenza tra inflazione rilevata e percepita in Italia*, Bologna, Il Mulino, **TD No. 532 (dicembre 2004)**.
- M. OMICCIOLI, *Il credito commerciale come "collateral"*, in L. Cannari, S. Chiri, M. Omiccioli (a cura di), *Imprese o intermediari? Aspetti finanziari e commerciali del credito tra imprese in Italia*, Bologna, il Mulino, **TD No. 553 (giugno 2005)**.

- S. DI ADDARIO e E. PATACCHINI, *Wages and the city: The italian case*, University of Oxford, Department of Economics. Discussion Paper, 243, **TD No. 570 (gennaio 2006)**.
- P. ANGELINI e F. LIPPI, *Did inflation really soar after the euro changeover? Indirect evidence from ATM withdrawals*, CEPR Discussion Paper, 4950, **TD No. 581 (marzo 2006)**.

2006

- C. BIANCOTTI, *A polarization of inequality? The distribution of national Gini coefficients 1970-1996*, Journal of Economic Inequality, v. 4, 1, pp. 1-32, **TD No. 487 (marzo 2004)**.
- M. BOFONDI e G. GOBBI, *Information barriers to entry into credit markets*, Review of Finance, Vol. 10 (1), pp. 39-67, **TD No. 509 (luglio 2004)**.
- A. BRANDOLINI, P. CIPOLLONE e E. VIVIANO, *Does the ILO definition capture all unemployment?*, Journal of the European Economic Association, v. 4, 1, pp. 153-179, **TD No. 529 (dicembre 2004)**.
- G. M. TOMAT, *Prices product differentiation and quality measurement: A comparison between hedonic and matched model methods*, Research in Economics, No. 60, pp. 54-68, **TD No. 547 (febbraio 2005)**.
- M. CARUSO, *Stock market fluctuations and money demand in Italy, 1913 - 2003*, Economic Notes, v. 35, 1, pp. 1-47, **TD No. 576 (febbraio 2006)**.
- R. BRONZINI e G. DE BLASIO, *Evaluating the impact of investment incentives: The case of Italy's Law 488/92*. Journal of Urban Economics, vol. 60, n. 2, pag. 327-349, **TD No. 582 (marzo 2006)**.
- A. DI CESARE, *Do market-based indicators anticipate rating agencies? Evidence for international banks*, Economic Notes, v. 35, pp. 121-150, **TD No. 593 (maggio 2006)**.

FORTHCOMING

- A. NOBILI, *Assessing the predictive power of financial spreads in the euro area: does parameters instability matter?*, Empirical Economics, **TD No. 544 (febbraio 2005)**.