

UNIVERSITÀ DEGLI STUDI DI NAPOLI  
“PARTHENOPE”  
DIPARTIMENTO DI STUDI ECONOMICI



**DIPENDENZA SPAZIALE CONTEMPORANEA E NON  
CONTEMPORANEA NEI TASSI DI DISOCCUPAZIONE:  
UN TENTATIVO DI ANALISI EMPIRICA DEI DATI  
PROVINCIALI ITALIANI**

**Massimiliano Agovino - Antonio Garofalo**

**WORKING PAPER N. 2 2007**

**Novembre 2007**

Redazione:  
Dipartimento di Studi Economici  
Università degli studi di Napoli "Parthenope"  
Via Medina, 40  
80132 Napoli  
Tel. +39-081-5512207-5510738 – fax +39-081-5511140

La Redazione ottempera agli obblighi previsti dall'Art. 1 del D.L.L. 31.8.1945, n. 660.

Copie della presente pubblicazione possono essere richieste alla segreteria dell'Istituto.

# DIPENDENZA SPAZIALE CONTEMPORANEA E NON CONTEMPORANEA NEI TASSI DI DISOCCUPAZIONE: UN TENTATIVO DI ANALISI EMPIRICA DEI DATI PROVINCIALI ITALIANI

**M. Agovino - A. Garofalo**

## **Abstract**

L'obiettivo di questo lavoro è quello di analizzare se nei tassi di disoccupazione delle province italiane sia ravvisabile la presenza di dipendenza spaziale e se questo effetto sia puramente sincronico, così come risulta essere solitamente trattato. In realtà in molti fenomeni socio-economici la dipendenza spaziale non risulta essere solo contemporanea ma anche ritardata nel tempo. Sulla base di questo assunto, ci proponiamo, attraverso l'uso di tecniche ESDA (*Exploratory Spatial Data Analysis*) e ESTDA (*Exploratory Space-Time Data Analysis*), di recente sviluppate da Chasco e Lopez (2004, 2006, 2007), di indagare la presenza di dipendenza spaziale non solo contemporanea ma anche non contemporanea nei tassi di disoccupazione. L'obiettivo è di ottenere uno strumento di previsione utile al policy maker in merito alle decisioni da prendere in presenza di shock dal lato della disoccupazione che vengono a manifestarsi in una data località in un determinato periodo di tempo. Uno strumento che quindi non tenga conto solo del tempo di propagazione dello shock ma anche dello spazio in cui viene a propagarsi il fenomeno, inteso in senso geografico.

JEL: C21, C33, C51, C53

Keywords: spatial dependance, spatial diffusion, ESDA, correlogram, unemployment.

## 1. Introduzione

L'obiettivo di questo lavoro è quello di analizzare il trend dinamico della dipendenza spaziale dei tassi di disoccupazione delle province italiane, con particolare riferimento ai due tipi di dipendenza spaziale: contemporanea (o istantanea) e non contemporanea (o ritardata). Il primo tipo di dipendenza spaziale risulta essere frutto di una rapida diffusione del processo relativamente alle località vicine; il secondo tipo di dipendenza spaziale, invece, discende dal fatto che uno shock, che si manifesta, in una certa località necessita di diversi periodi di tempo affinché possa diffondersi nelle località vicine. Sebbene non sia sempre facile separare entrambi i tipi di dipendenza spaziale, essi sono presenti quasi sicuramente quando ci troviamo a specificare un modello di dipendenza spaziale.

In effetti, la dipendenza spaziale è stata solitamente definita come un effetto spaziale che risulta essere legato all'interazione spaziale esistente tra le località geografiche e si manifesta in un particolare momento del tempo. Solitamente la dipendenza spaziale è formalmente espressa con un modello *autoregressivo spaziale* (*Spatial Lag Model*), in cui una variabile  $y$  è una funzione del suo ritardo spaziale  $Wy$  (una media pesata del valore della  $y$  nelle località vicine, o ritardo spaziale) in un determinato istante del tempo. In molti fenomeni socio-economici questa dipendenza spaziale non è solo una dipendenza istantanea ma anche un effetto finale di cause manifestatesi nel passato, le quali si sono diffuse attraverso lo spazio geografico durante un determinato periodo di tempo.

Quando la dipendenza spaziale è prodotta dall'esistenza di un'interazione spaziale o da spillover spaziali nella variabile endogena di un modello di regressione spaziale, il ritardo spaziale o il modello simultaneo di dipendenza spaziale (Anselin, 2001b) è stato frequentemente menzionato nella letteratura come la soluzione al problema. Nondimeno, ci sono alcuni autori (Upton e Fingleton 1985, pag. 369) che hanno considerato questa istantaneità della dipendenza spaziale come problematica, suggerendo l'introduzione di un ritardo temporale nel termine di dipendenza spaziale

( $y_t = \rho W y_{t-k}$  con  $k = 1, 2, \dots, n$ ). certamente, in contesti sociali, è poco dubitabile che uno shock prodotto in una certa località probabilmente si diffonderà anche nelle località vicine durante un certo periodo di tempo. Recentemente, Elhorst (2001) ha considerato questa ipotesi ed ha presentato dei modelli uniequazionali differenti includenti un largo insieme di ritardi non contemporanei della variabile che tengano conto della dipendenza spaziale, non soltanto nelle variabili endogene ma anche nelle variabili esogene. Questo è anche il caso di Anselin (2001a) che ha mostrato una breve tassonomia per modelli (dati panel) con diverse specie di strutture di dipendenza spaziale per le variabili endogene (spaziali, temporali e spazio-temporali), che sono definiti come *space-recursive*, *time-space recursive*, *time-space simultaneous* e *time-space dynamic models*. La dipendenza spazio-temporale è stata anche specificata in altri lavori teorici (Baltagi et al., 2003; Pace et al., 2000) o in studi empirici con dati panel (Case, 1991; Elhorst, 2001; Yilmaz et al., 2002; Baltagi e Li, 2003; Mobley, 2003).

In questo lavoro, il nostro obiettivo è quello di analizzare la struttura della dipendenza spaziale nei modelli di regressione facendo riferimento non soltanto ad interazioni di tipo orizzontale (statiche) ma anche di tipo spazio-temporali (dinamiche). A tal fine, proponiamo l'uso di un modello di regressione spazio-temporale (Chasco e Lopez, 2004, 2006, 2007) che meglio esprime gli effetti dovuti all'interazione spaziale come fenomeno di diffusione spaziale, che non è soltanto orizzontale – simultaneo – ma che tiene conto anche del tempo. Cerchiamo fondamentalmente di rispondere a due domande, e cioè: quando uno shock nel tasso di disoccupazione è prodotto in una certa località, 1) *che proporzione di questo shock sarà trasmesso alle località vicine?* e 2) *quanto tempo sarà necessario affinché il processo di diffusione si esaurisca completamente?*

Il lavoro è organizzato come segue: nel paragrafo 2 presenteremo i risultati ottenuti dall'uso di strumenti utili all'esplorazione dei dati spaziali e spazio-temporali (ESDA ed ESTDA) applicati ai dati sulla disoccupazione delle province italiane per gli anni

1995-2003<sup>1</sup>. Nel paragrafo 3, attraverso l'analisi del correlogramma spazio-temporale, identificheremo i modelli di dipendenza spazio-temporali necessari per le stime econometriche implementate. Il paragrafo 4 concluderà.

## 2. Analisi spazio-temporale dei dati

In questa sezione faremo riferimento ad alcuni indicatori e strumenti di esplorazione per le analisi di processi spazio-temporali, anche definiti come “exploratory space-time data analysis” o ESTDA.

In particolare utilizzeremo un tipologia di indicatori che ci consentiranno di valutare la dinamica di diffusione della dipendenza spaziale e a delle statistiche che ci consentiranno di separare la dipendenza spaziale contemporanea da quella non contemporanea .

La statistica di autocorrelazione spaziale del Moran bivariato quantifica il grado di dipendenza spaziale esistente tra due variabili  $Y_k, Y_l$  nella stessa località  $i$  (Anselin et al. 2002). Questo produce una controparte multivariata di una statistica di autocorrelazione spaziale come quella di Moran così come segue:

$$I_{kl} = \frac{z_k' W z_l}{z_k' z_k} \quad (1);$$

dove  $W$  è la matrice dei pesi spaziali che definisce le interazioni tra località vicine esistenti in un campione spaziale (Anselin, 1988), e  $z$  le variabili  $Y$  standardizzate.

Focalizzeremo la nostra attenzione sull'associazione lineare tra una variabile  $z_k$  in una data località  $i$  ( $z_{ik}$ ), e il corrispondente ritardo spaziale per l'altra variabile,  $[W z_l]_i$ .

Questo concetto è derivato dalla *correlazione spaziale multivariata* (Wartenberg, 1985) che si basa sull'estensione per cui valori di una variabile  $z_k$  osservata in una

---

<sup>1</sup> I dati di riferimento sono i tassi di disoccupazione a livello provinciale, per gli anni 1995-2003, dell'ISTAT.

data località mostrano un'associazione sistematica con un'altra variabile  $z_l$  osservata nelle località vicine.

Quando consideriamo entrambe le dimensioni, spazio e tempo, alcuni strumenti **ESTDA** possono essere definiti per analizzare e visualizzare la struttura spazio-temporale di una distribuzione. Questo è il caso della statistica di **autocorrelazione spazio-temporale di Moran**, la funzione di autocorrelazione spazio-temporale di Moran (**MSTAF**) e il **graph line di Moran**.

Nel caso in cui, anziché essere completamente diverse, le variabili  $z_l$  e  $z_k$  fossero la stessa variabile osservata in due istanti di tempo diversi,  $t$  e  $t-k$ , l'indice di Moran bivariato ( $I_t$ ) calcola la relazione tra il ritardo spaziale,  $Wz_t$ , in un istante di tempo  $t$  e la variabile originaria,  $z$ , su un istante  $t-k$  (ove  $k$  è l'ordine del ritardo). Dunque, questa statistica quantifica l'influenza che un cambiamento in una variabile spaziale  $z$ , operato nel passato (nell'istante  $t-k$ ) in una data località  $i$  ( $z_{t-k}$ ) esercita nei confronti dei suoi vicini, per la stessa variabile  $z$ , nel presente ( $Wz_t$ ). E' possibile definire la statistica di autocorrelazione spazio-temporale di Moran nel modo seguente:

$$I_{t-k,t} = \frac{\sum_i z_{t-k} Wz_t}{\sum_i z_{t-k} z_{t-k}} \quad (2)$$

Dove, come nel caso precedente, il denominatore può essere sostituito da  $n$  quando la variabile  $z$  viene standardizzata. Il valore assunto dall'indice, come nella (1), corrisponde alla pendenza della retta di regressione di  $Wz_t$  rispetto  $z_{t-k}$ ; inoltre per  $k = 0$ , la (2) coincide con l'indice  $I$  di Moran univariato che indichiamo con  $I_t$ .

La MSTAF è il risultato della rappresentazione grafica dei valori della statistica di autocorrelazione spazio-temporale di Moran (2) adottati da una variabile in un dato periodo di tempo. Essa può essere rappresentata su un grafico in cui valori del coefficiente di Moran sono posti sull'asse verticale e i ritardi temporali sull'asse orizzontale. Il primo valore corrisponde al caso di autocorrelazione contemporanea,  $k$

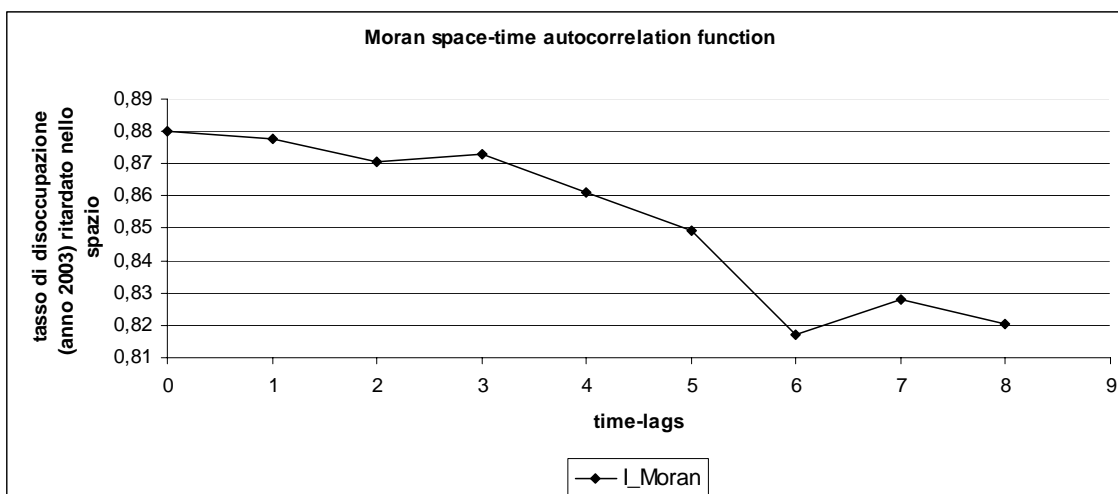
= 0, e cioè all'indice univariato  $I$  di Moran ( $I_t$ ), gli altri valori, invece, rappresentano i coefficienti di autocorrelazione spazio-temporale di Moran ( $I_{t-k,t}$ ).

*Questo grafico ci consente di visualizzare l'influenza che un cambiamento nella variabile spaziale  $z$ , operata nel passato (periodo che va da  $t$  a  $t-k$ ) in una data località  $i$  ( $z_{t-k}$ ) esercita nei confronti dei suoi "vicini" nel tempo presente ( $W_{z_t}$ ).*

L'inferenza è necessaria al fine di valutare la significatività dei valori di  $I_{t-k,t}$  e, come risultato, l'esistenza o l'assenza di autocorrelazione spaziale, contemporanea o non contemporanea.

Nella Figura 1 riportiamo la rappresentazione della funzione MSTAF per i tassi di disoccupazione delle province italiane per il periodo 1995-2003 (per un numero di ritardi pari a 9) e una tabella con i risultati del test.

**Figura 1- Moran space-time autocorrelation function (MSTAF)**



Nota: con il seguente simbolo  $\blacklozenge$  indichiamo che l'indice risulta essere significativamente diverso al 5% (l'approccio adoperato è quello delle permutazioni; nello specifico risultano essere 999 permutazioni); ove tale simbolo viene a mancare intendiamo la non significatività al 5% del medesimo indice.

**Tabella 1: Risultati dell'indice MSTAF**

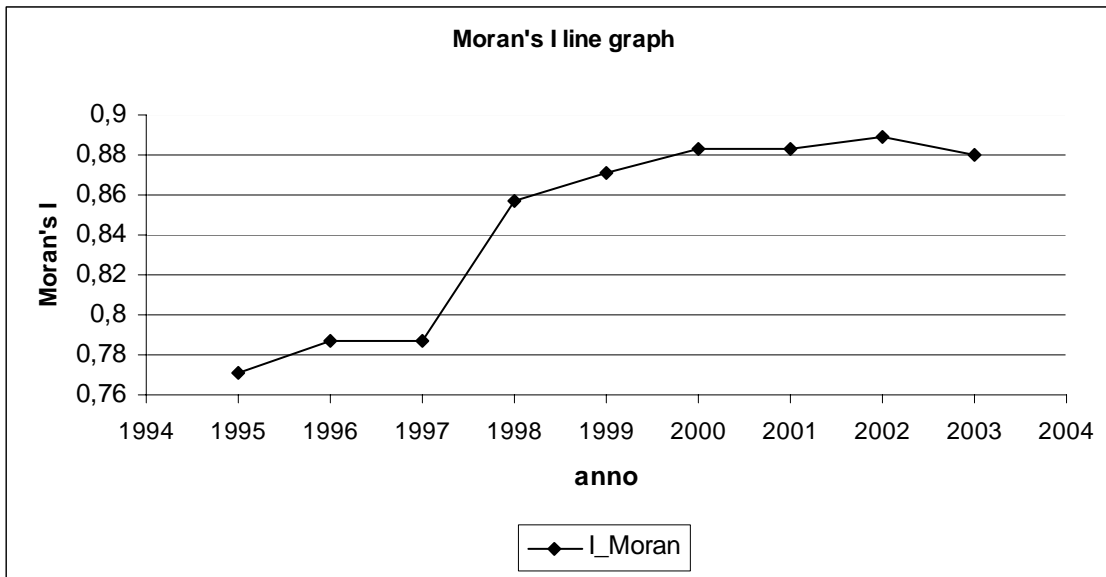


lag	anno	permutazioni	I_Moran	p_value
1	2003-2003	999	0,88	0,001
2	2003-2002	999	0,8776	0,001
3	2003-2001	999	0,8707	0,001
4	2003-2000	999	0,8731	0,001
5	2003-1999	999	0,8609	0,001
6	2003-1998	999	0,8491	0,001
7	2003-1997	999	0,8171	0,001
8	2003-1996	999	0,8278	0,001
9	2003-1995	999	0,8205	0,001

Dalla Figura 1 si evince in modo chiaro la presenza di una dipendenza spaziale non contemporanea; tutti i valori della statistica, infatti, risultano essere significativamente diversi da zero e inoltre si evidenzia un trend approssimativamente decrescente (eccezion fatta per il passaggio dal periodo 3 a 4) più o meno decrescente (l'influenza dei valori passati del tasso di disoccupazione in una certa località sui propri vicini nel presente si riduce con il passare del tempo).

Al contrario della funzione MSTAF il Moran's I line graph ci consente di mostrare l'evoluzione della dipendenza spaziale in un determinato periodo di tempo. In verità questo approccio è già stato usato per esplorare le dinamiche della dipendenza spaziale contemporanea in un dato periodo di tempo (Rey e Montouri, 1999). Dalla Figura 2, dove viene riportato il Moran's line graph per le province italiane, possiamo notare come la dipendenza spaziale contemporanea è sempre significativamente diversa da zero e presenta, in questo caso, un trend crescente. L'interpretazione economica di questi risultati ci consente di dire che: province con un tasso di disoccupazione elevato tendono ad essere localizzate, nello stesso istante temporale, vicino ad altre province che presentano un tasso di disoccupazione alto più spesso di quanto potrebbe accadere se fossimo di fronte a un cambiamento casuale.

**Figura 2: Moran's I line graph**



Nota: con il seguente simbolo  $\blacklozenge$  indichiamo che l'indice risulta essere significativamente diverso al 5% (l'approccio adoperato è quello delle permutazioni e nello specifico risultano essere 999 permutazioni); ove tale simbolo viene a mancare intendiamo la non significatività al 5% del medesimo indice.

**Tabella 2: Risultati dell'indice di Moran**

anno	permutazioni	I_Moran	p_value
1995	999	0,7712	0,001
1996	999	0,7867	0,001
1997	999	0,787	0,001
1998	999	0,8569	0,001
1999	999	0,8713	0,001
2000	999	0,8832	0,001
2001	999	0,883	0,001
2002	999	0,8895	0,001
2003	999	0,88	0,001

È indubbio che le misure di dipendenza spaziali già mostrate includano differenti fonti di dipendenza che sono difficili da separare. Formalmente:

$$Cov(z_{it}, z_{js}) \neq 0 \quad (3)$$

Dove con gli indici  $i$  e  $j$  indichiamo le differenti località spaziali e con  $t$  i differenti istanti temporali. Procediamo nel considerare i seguenti tipi di dipendenza:

- a) La presenza di dipendenza nell'espressione (3) risulta essere il risultato dell'evoluzione temporale:

$$\text{Cov}(z_{it}, z_{js}) \neq 0; \quad \forall i = j \quad (4)$$

Questa espressione afferma che (per  $s = t-k$ ) il valore della variabile  $z$  nel periodo  $t$  risulta essere più o meno legato a  $t-k$ . Questa asserzione è più corretta per valori più bassi di  $k$ .

b) La presenza di dipendenza nella (3) che risulta essere il frutto dell'interazione spaziale:

$$\text{Cov}(z_{it}, z_{js}) \neq 0; \quad \forall t = s \quad (5)$$

Questo secondo tipo di dipendenza –dipendenza spaziale- può essere prodotto da due fonti:

b.1) **dipendenza simultanea o contemporanea** che costituisce l'usuale definizione di dipendenza spaziale nella letteratura ed è la conseguenza di una diffusione spaziale istantanea di un fenomeno nello spazio geografico. Essa può essere la conseguenza di una mancanza di concordanza tra un'osservazione spaziale e la regione in cui il fenomeno è analizzato.

b.2) **dipendenza non contemporanea o ritardata** che risulta essere il risultato di una diffusione più lenta del fenomeno attraverso lo spazio circostante. Questa forma di dipendenza è dovuta ai flussi di interscambio esistenti tra le aree geografiche vicine, e richiede un certo periodo di tempo perché produca il proprio effetto.

È molto difficile separare la dipendenza spaziale nelle sue due dimensioni. Nel seguito ci rifacciamo ai lavori di Chasco e Lopez (2004, 2006, 2007) il cui obiettivo è

stato quello di mostrare nuovi strumenti di analisi spazio-temporale (ESTDA) che ci consentono di giustificare l'inclusione di entrambe le specie di ritardi spaziali, contemporanei ( $Wy_t$ ) e ritardati nel tempo ( $Wy_{t-k}$ ), per spiegare  $y_t$  in una regressione spaziale.

L'idea di base è quella di eliminare l'influenza di una delle dimensioni al fine di calcolare separatamente la dipendenza contemporanea e non contemporanea.

La statistica che viene definita risulta essere la statistica di autocorrelazione parziale spazio-temporale di Moran:

$$I_{t-k,t}^p = \text{Corr}(z_{t-k}, Wz_t | z_t) \sqrt{\text{Var}(Wz_t)}; k = 1, 2, \dots, t-1. \quad (6)$$

Dove  $\text{Corr}(z_{t-k}, Wz_t | z_t)$  è il coefficiente di correlazione parziale delle variabili  $z_{t-k}$  e

$$Wz_t \text{ dopo aver eliminato la correlazione da } z_t: \text{Corr}(z_{t-k}, Wz_t | z_t) = \frac{r_{z_{t-k}, Wz_t} - r_{z_{t-k}, z_t} \cdot r_{Wz_t, z_t}}{\sqrt{1 - r_{z_{t-k}, z_t}^2} \cdot \sqrt{1 - r_{Wz_t, z_t}^2}}$$

( $r$  è il coefficiente di correlazione standard di Pearson). E' possibile esprimere questa statistica come una funzione dell'indice I di Moran e l'indice spazio-temporale di

$$\text{Moran: } I_{t-k}^p = \frac{I_{t-k,t} - r_{z_{t-k}, z_t} \cdot I_t}{\sqrt{1 - r_{z_{t-k}, z_t}^2} \cdot \sqrt{1 - r_{Wz_t, z_t}^2}}.$$

Questo indicatore rimuove la dipendenza spaziale contemporanea dalla relazione tra le variabili  $z_{t-k}$  e  $Wz_t$ . Se il sentiero della dipendenza spaziale è catturato da un processo di autoregressione spaziale contemporaneo, allora l'autocorrelazione parziale sarà vicina a zero. Al contrario, se il processo può essere catturato da una dipendenza spaziale non contemporanea, allora  $I_{t-k,t}^p$  sarà significativamente diverso da zero.

L'espressione complementare consiste nel calcolare la dipendenza spaziale contemporanea (o istantanea) dopo aver rimosso la dipendenza spaziale non contemporanea e che risulta essere un indice che può essere definito come indice di **Moran I parziale** :

$$I_t^{Pk} = \text{Corr}(z_t, Wz_t | z_{t-k}) \sqrt{\text{Var}(Wz_t)}; k = 1, 2, \dots, t-1 \quad (7)$$

Dove  $\text{Corr}(z_t, Wz_t | z_{t-k})$  è il coefficiente di correlazione parziale delle variabili  $z_t$  e  $Wz_t$ ,

dopo aver eliminato la correlazione da  $Wz_{t-k}$ :  $\text{Corr}(z_t, Wz_t | z_{t-k}) = \frac{r_{z_t, Wz_t} - r_{z_t, z_{t-k}} \cdot r_{Wz_t, z_{t-k}}}{\sqrt{1 - r_{z_t, z_{t-k}}^2} \cdot \sqrt{1 - r_{Wz_t, z_{t-k}}^2}}$ .

E' possibile esprimere questa statistica come una funzione sia dell'indice I di Moran

che dell'indice I di Moran spazio-temporale:  $I_t^{Pk} = \frac{I_t - r_{z_{t-k}, z_t} \cdot I_{t-k, t}}{\sqrt{1 - r_{z_{t-k}, z_t}^2} \cdot \sqrt{1 - r_{Wz_t, z_{t-k}}^2}}$ .

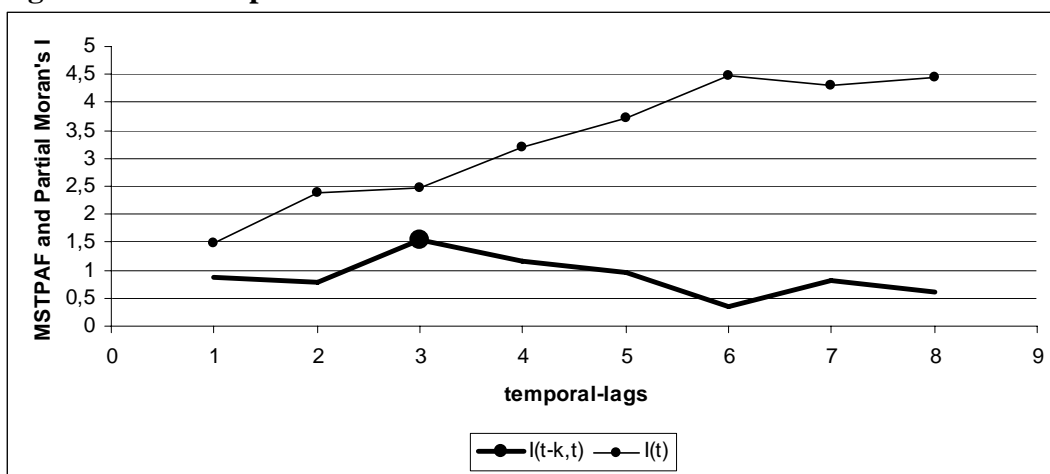
Questo indicatore rimuove la dipendenza spaziale ritardata dalla relazione contemporanea tra le variabili  $z_t$  e  $Wz_t$ . Se il sentiero della dipendenza spaziale è catturato da un processo di autoregressione spaziale non contemporanea, allora l'indice I di Moran parziale sarà vicino a zero. Al contrario, se il processo può essere catturato da una dipendenza spaziale contemporanea, allora  $I_t^{Pk}$  sarà significativamente diverso da zero.

Il test delle ipotesi applicato ai coefficienti di correlazione parziale può essere applicato alle statistiche di autocorrelazione spazio-temporale, in quanto essi non sono altro che il risultato di un prodotto degli stessi coefficienti per una costante (nel nostro caso la varianza).

Nella figura 3 vengono riportati i risultati ottenuti calcolando gli indici su menzionati per i tassi di disoccupazione provinciali. Con la linea marcata indichiamo  $I_{t-k, t}^P$  (il coefficiente di correlazione parziale spazio-temporale di Moran) mentre con la linea meno marcata indichiamo  $I_t^{Pk}$  (l'indice I di Moran parziale). Alla luce della Figura 3 possiamo concludere quanto segue: l'indice  $I_{t-k, t}^P$  presenta un unico valore che risulta essere significativamente diverso da zero in corrispondenza del terzo ritardo; al contrario l'indice  $I_t^{Pk}$  risulta essere sempre significativamente diverso da zero. Di qui possiamo concludere che risulta esserci, relativamente al periodo considerato, una

sola dipendenza spaziale non contemporanea necessaria a spiegare il tasso di disoccupazione delle province italiane per il periodo 2003 al contrario di quanto accade nel caso di dipendenza spaziale contemporanea e che per questo motivo possiamo concludere che il tasso di disoccupazione, qualora si verificasse uno shock in una data località (provincia nel nostro caso), presenterà una rapida diffusione attraverso le province italiane vicine alla località in cui lo shock stesso si è manifestato.

**Figura 3: Moran space-time autocorrelation functions**



Nota: con il seguente simbolo ● indichiamo che l'indice risulta essere significativamente diverso al 5% (l'approccio adoperato è quello delle permutazioni e nello specifico risultano essere 999 permutazioni); ove tale simbolo viene a mancare intendiamo la non significatività al 5% del medesimo indice.

**Tabella 3- risultati del "Moran space-time partial autocorrelation function" e del "partial Moran's I"**

ANNO	LAG	$I(t-k,t)$	$I(t)$
2003	0		
2002	1	0,873909	<b>1,491546</b>
2001	2	0,797433	<b>2,378704</b>
2000	3	<b>1,533771</b>	<b>2,456953</b>
1999	4	1,149257	<b>3,206562</b>
1998	5	0,949659	<b>3,706581</b>
1997	6	0,349594	<b>4,489558</b>
1996	7	0,815759	<b>4,309593</b>
1995	8	0,598658	<b>4,43965</b>

### 3. Identificazione dei modelli spazio-temporali

La rappresentazione congiunta della funzione di autocorrelazione spazio-temporale di Moran (MSTAF) combinata con le funzioni di autocorrelazione parziale spazio-temporale di Moran (MSTPF) ci consente di ottenere il **correlogramma spazio-temporale**; tale correlogramma è un utile strumento ai fini di una adeguata identificazione dei processi di autocorrelazione spazio-temporali. In pratica, questo correlogramma è una rappresentazione mediante due grafici delle tre funzioni: la funzione di autocorrelazione totale ( $I_{t-k,t}$ ) e due funzioni di autocorrelazione parziale ( $I_{t-k,t}^p, I_t^{pk}$ ).

Innanzitutto, occorre dire che la funzione di autocorrelazione spazio-temporale di Moran (MSTAF) indica l'esistenza (o la non esistenza) della dipendenza spaziale dinamica. Se i valori di MSTAF sono significativi possiamo concludere che c'è una dipendenza spaziale e temporale nella distribuzione corrispondente, e viceversa. Il trend della MSTAF è un indicatore della velocità di diffusione della distribuzione spaziale. In particolare, un *trend decrescente* in questa funzione indica una *più veloce* diffusione spazio-temporale della distribuzione spaziale, conseguentemente le correlazioni tra  $z_{t-k}$  e  $Wz_t$  saranno più basse per più elevati valori di k. Viceversa, un *trend crescente* in MSTAF sarà sintomatico di una più lenta diffusione spazio-temporale della distribuzione spaziale, e quindi valori passati di  $z_{t-k}$  avranno maggiore influenza sul ritardo spaziale presente ( $Wz_t$ )

Le funzioni di autocorrelazione spazio-tempo parziale di Moran (MSTPF), invece, sono lo strumento per determinare se la dipendenza spaziale esistente può essere scomposta in istantanea o ritardata oppure se risulta essere solo istantanea o solo una dipendenza spaziale ritardata. Nel nostro caso, come avremo modo di verificare con l'ausilio della Figura 4 (quale combinazione di due grafici), dei tassi di disoccupazione delle province italiane parleremo di *dipendenza spaziale mista* (contemporanea e non contemporanea). In verità, almeno per un istante temporale, l'anno 2000, entrambe le funzioni parziali hanno alti valori significativi. In questo caso, non solo i valori presenti ma anche quelli passati della variabile  $z$  possono

essere spiegati dal suo ritardo spaziale presente. Dunque, l'esistenza della dipendenza spaziale in una variabile endogena  $y_t$  potrà essere catturata sia dal ritardo spaziale che dal ritardo spazio-temporale della  $y$  ( $Wy_t, Wy_{t-k}$ ) in qualità di variabili esplicative (esogene) nel modello

$$y_t = \alpha + \rho_1 Wy_t + \rho_2 Wy_{t-k} + \varepsilon_t \quad (12)$$

Dove  $\rho_1, \rho_2$  sono i parametri spaziali da stimare. Questo modello risulterà essere stimabile solo con LM o IV. Questo risulta essere il modello che fa al caso nostro e che sarà arricchito dalla condizione, a seconda del risultato del test di Breusch-Pagan (test diagnostico per la verifica di eteroschedasticità), di un probabile processo autoregressivo spaziale nel termine di errore<sup>2</sup>. Sicuramente il test di Breusch-Pagan sarà significativamente diverso da zero proprio per la mancanza di variabili necessarie a spiegare il tasso di disoccupazione delle province italiane. Siccome il nostro obiettivo è quello di verificare solo se uno shock che viene a manifestarsi in una data provincia italiana in un dato istante del tempo produce i suoi effetti sulle province vicine in maniera immediata o si trascina nel tempo, il risultato del test stesso è trascurabile.

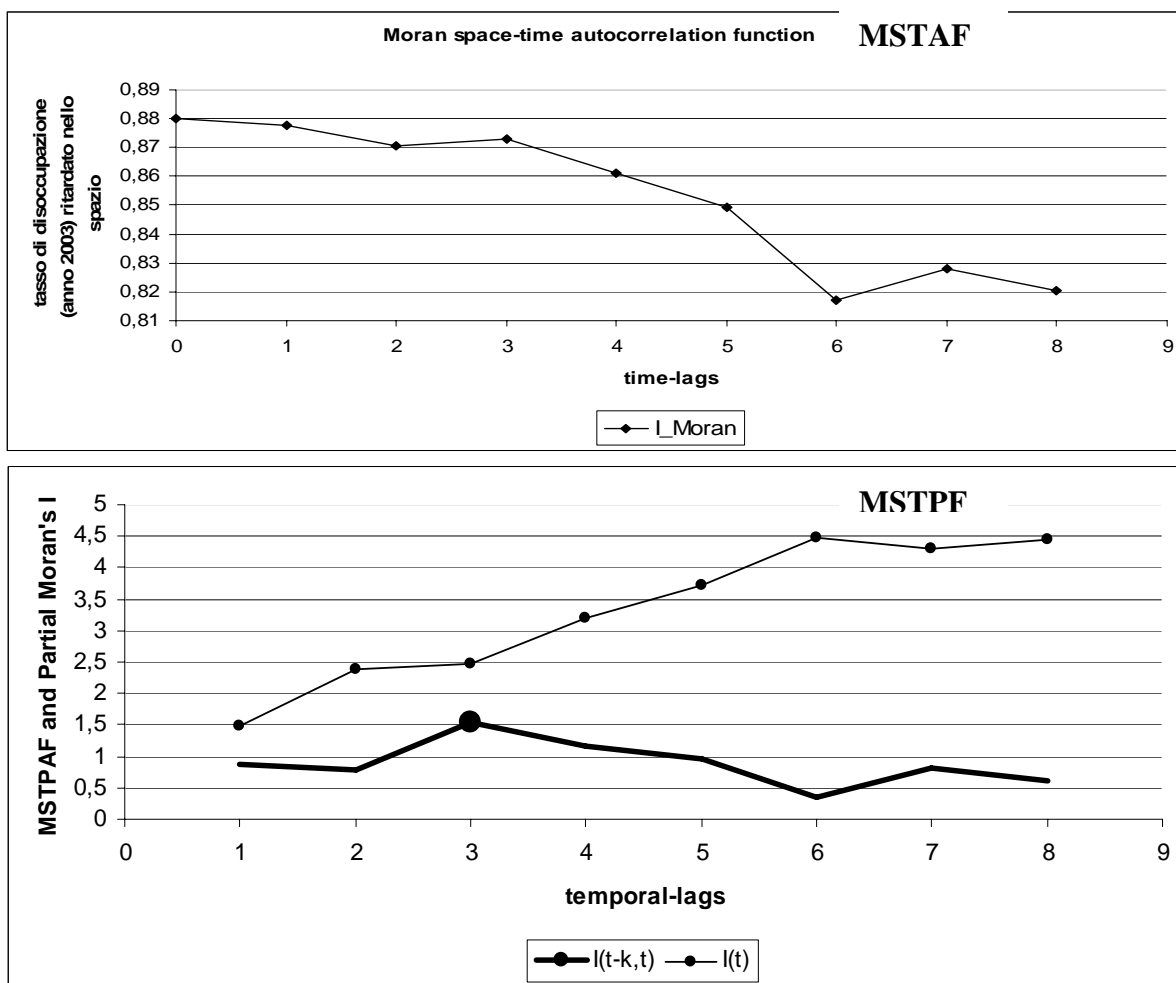
Nella Figura 4 riportiamo il correlogramma spazio-temporale del tasso di disoccupazione delle province italiane.

---

<sup>2</sup> In questo caso il termine di errore che nell'equazione 12 è supposto essere un i.i.d risulterà avere, invece, la seguente forma  $\varepsilon_t = \lambda W\varepsilon_t + \eta_t$ , dove  $W$  risulta essere la solita matrice di contiguità spaziale ed  $\eta$  è un termine di errore i.i.d.



**Figura 4-Space-time correlograms**



Nota: con i seguenti simboli  $\blacklozenge$   $\bullet$  indichiamo che l'indice risulta essere significativamente diverso da zero al 5% (l'approccio adoperato è quello delle permutazioni e nello specifico risultano essere 999 permutazioni); ove tale simbolo viene a mancare intendiamo la non significatività al 5% del medesimo indice.

Dal riquadro superiore della Figura 4 emerge che la funzione MSTAF presenta un trend decrescente e tutti i valori sono significativamente diversi da zero; di qui ci si attende, per i tassi di disoccupazione, data una dipendenza spazio-temporale che tende ad indebolirsi man mano che ci allontaniamo dal presente, che qualora dovesse verificarsi uno shock nel tasso di disoccupazione in una data provincia produrrebbe immediatamente i suoi effetti nelle province vicine. Spostando l'attenzione al riquadro inferiore (funzione MSTPF), notiamo che l'indice parziale I di Moran presenta sempre valori maggiori di quelli assunti dalla funzione di autocorrelazione parziale spazio-temporale e tutti i suoi valori risultano essere sempre significativamente diversi da zero per un livello di significatività pari al 5%. Esiste un

solo caso in cui si può parlare di dipendenza spaziale non contemporanea e questo vale per il terzo ritardo (riferito all'anno 2000) che risulta anche essere il valore più elevato che assume la funzione di autocorrelazione parziale spazio-temporale di Moran, ma che comunque non supera mai i valori assunti dalla funzione MSTAF.

A questo punto tenendo conto dei risultati dei test e dell'analisi grafica implementata procediamo alla stima econometrica dei seguenti modelli spaziali: *Spatial Lag Model* e *Spatial Error Model con ritardo spaziale della variabile dipendente*. Il primo modello che andiamo a stimare è quello che prende in considerazione il ritardo spaziale contemporaneo e quello non contemporaneo e che in tabella 4 è indicato come modello (1). Come possiamo notare dai risultati, fino a che si tiene conto del ritardo spaziale non contemporaneo del 1998 entrambi i coefficienti risultano essere significativamente diversi da zero; inoltre, per ritardi superiori al 1998 notiamo che l'unico ritardo che continua ad essere significativo è quello non contemporaneo contraddicendo quanto verificato dall'analisi del correlogramma spazio-temporale. Seguendo il *criterio di scelta di Akaike (AIC)* che consente di discriminare tra modelli, il modello che risulta presentare l'AIC più basso è quello ombreggiato e che ci consente di dire che il tasso di disoccupazione del 2003 risulta essere spiegato dal tasso di disoccupazione del 2001, mentre il ritardo spaziale contemporaneo non produce alcun effetto. Con l'ausilio del test di Breusch-Pagan verificiamo che l'ipotesi nulla (assenza di eteroschedasticità), viene sempre rigettata e questo ci porta a concludere che ci sia un processo di autocorrelazione nel termine di errore. A questo punto procediamo ad implementare una ulteriore regressione in cui teniamo conto di questo possibile effetto. Dalle stime econometriche presenti in tabella 4 e indicate dal modello (2) emerge che il *coefficiente  $\lambda$* , cioè il coefficiente relativo al termine di errore ritardato nello spazio, risulta essere sempre significativamente diverso da zero, ma, cosa più importante, i ritardi spaziali non contemporanei risultano essere sempre non significativamente diversi da zero, mentre i coefficienti relativi al ritardo spaziale contemporaneo sono sempre significativi; in aggiunta, la loro intensità si riduce man mano che ci si avvicina, con i ritardi spaziali non contemporanei, all'anno 2002. in

verità una tale circostanza, per quanto visto finora, con l'ausilio del correlogramma spazio-temporale ove registriamo un picco per l'indice di autocorrelazione parziale spazio-temporale di Moran per il periodo 2001-2002 e cioè per il periodo in cui il passato risulta essere più incisivo nella determinazione del tasso di disoccupazione presente, non risulta certo essere sorprendente. Il fatto che il ritardo spaziale non contemporaneo relativo all'anno 2000, che abbiamo trovato essere significativo nel calcolo degli indici, non risulti essere significativamente diverso da zero nella regressione non deve preoccupare poiché dal momento che i valori assunti dall'indice di Moran I parziale risultano, oltre ad essere sempre significativi, anche sempre maggiori dei valori assunti dall'indice di autocorrelazione parziale spazio-temporale di Moran ciò basta a giustificare che l'incidenza maggiore nella determinazione dei salari al tempo 2003 risulta essere esercitata esclusivamente dal ritardo spaziale contemporaneo. Per quanto riguarda i test diagnostici, va detto che il test di Breusch-Pagan, nonostante la correzione per il processo autoregressivo del termine di errore, continua ad essere significativamente diverso da zero e questo ci induce a pensare che il modello è carente di ulteriori variabili necessarie a spiegare il fenomeno della disoccupazione, ma questo lo avevamo anticipato. In aggiunta anche il Likelihood Ratio test (LR test) risulta essere significativamente diverso da zero manifestando possibili problemi legati alla dipendenza spaziale, ciò dovuto all'incompletezza del modello ma che non inficia i risultati. Inoltre, alla luce dell'AIC criterio il modello da scegliere risulta essere quello che tiene conto del ritardo spaziale non contemporaneo del 2001 e del ritardo spaziale contemporaneo; in aggiunta i valori dell'AIC di questo modello econometrico presentano valori più bassi rispetto a quelli assunti nel modello (1). Concludiamo dicendo che qualora dovesse verificarsi uno shock dal lato della disoccupazione in una data provincia italiana i suoi effetti si propagherebbero immediatamente nelle province vicine. Quindi le autorità di politica economica al fine di evitare gli effetti di tale shock dovrebbero avere la prontezza di prevedere in modo repentino il verificarsi di tale shock ma soprattutto dovrebbero intervenire in modo perentorio.

**Tabella 4: Risultati delle regressioni con il metodo della massima verosimiglianza.**

MAXIMUM LIKELIHOOD ESTIMATION										
Variabile dipendente: tasso di disoccupazione del 2003										
Spatial Lag Model (1)						Spatial Error Model (2)				
time lag	spazial lag	coefficiente	AIC	B-P test	LR test	coefficiente	lambda	AIC	B-P test	LR test
1	2002	0.9403*	487.363	38.951*	0.0132	0.2811	-0.6781*	472.394	32.297*	14.896*
	2003	0.0213				0.7180**				
2	2001	0.8749*	485.933	40.180*	0.0362	0.3757	-0.6675*	471.252	34.685*	14.551*
	2003	0.0337				0.5990**				
3	2000	0.7396*	488.904	39.183*	0.6029	0.1693	-0.6729*	472.493	32.929*	14.933*
	2003	0.1287				0.8107*				
4	1999	0.7204*	487.994	21.498*	0.3494	0.1701	-0.6632*	472.304	33.711*	14.023*
	2003	0.1485				0.8093*				
5	1998	0.6167*	494.93	31.777*	4.0169*	0.0281	-0.6948*	473.062	32.596*	15.987*
	2003	0.2928*				0.9739*				
6	1997	0.5371*	500.462	29.638*	12.011*	0.0331	-0.6955*	473.001	32.876*	16.481*
	2003	0.4382*				0.9723*				
7	1996	0.6499*	492.163	32.389*	6.5453*	0.1456	-0.6746*	471.735	34.789*	14.504*
	2003	0.3326*				0.8612*				
8	1995	0.6301*	497.076	34.438*	8.2431*	0.0534	-0.6916*	472.924	33.978*	15.825*
	2003	0.3785*				0.9546*				

Nota: con \*, \*\*, \*\*\* indichiamo rispettivamente la significatività all'1%, 5% e 10%.

#### 4. Considerazioni conclusive

L'obiettivo di questo lavoro è stato quello di analizzare la dinamica spaziale dei tassi di disoccupazione delle province italiane facendo una differenziazione tra due tipi di dipendenza spaziale: istantanea o contemporanea e ritardata o non contemporanea. Dai risultati ottenuti dall'uso di tecniche ESDA e ESTDA e in particolar modo dal correlogramma spazio-temporale emerge che uno shock che si manifesta nel tasso di disoccupazione di una data provincia italiana, in un dato istante temporale, manifesta in modo rapido i propri effetti sulle province limitrofe. Risultato quest'ultimo suffragato anche alla luce dei risultati delle stime econometriche implementate.

Questo risultato sembrerebbe suggerire che il policy maker oltre a dover intervenire in modo perentorio affinché il problema possa essere arginato e non si propaghi a macchia d'olio nelle province circostanti, debba, quindi, intervenire non solo in maniera localizzata e cioè con degli interventi mirati ad una data provincia, quella in cui lo shock ha origine, ma debba porre in essere degli interventi ad ampio respiro e meno specifici al fine di tener conto anche delle province limitrofe alla provincia colpita dallo shock ove l'effetto contagio è più probabile che si manifesti.

## Riferimenti bibliografici

- Anselin, L. (1988) "*Spatial Econometrics: Methods and Models*". Dordrecht: Kluwer.
- Anselin, L. (1992), "*Space Stat tutorial. A workbook for using SpaceStat in the analysis of spatial data*". Technical Report S-92-1, National Center for Geographic Information and Analysis, University of California. Santa Barbara, CA.
- Anselin, L. (2001a) "*Spatial econometrics*". In "A companion to theoretical econometrics", ed. Baltagi, Oxford: Basil Blackwell; pp. 310-330.
- Anselin, L. (2001b), "*Spatial effects in econometric practice in environmental and resource economics*". American Journal of Agricultural Economics, 83 (3), pp. 705-710.
- Anselin, L. (2003), "*GeoDa<sup>TM</sup> 0.9 User's Guide*". Spatial Analysis Laboratory (SAL), Univeristy of Illinois at Urbana-Champaign. <http://sal.agecon.uiuc.edu>
- Baltagi, B.H. y D. Li (2003) "*Prediction in the panel data model with spatial correlation*". In: Anselin, L., R. Florax y S. Rey (Eds.), New Advances in Spatial Econometrics, Springer-Verlag; pp. 283-296.
- Baltagi, B.H., S.H. Song y W. Koh (2003) "*Testing panel data regression models with spatial error correlation*". Journal of Econometrics, 117 (1), Nov. 2003; pp. 123-150
- Case, A. (1991) "*Spatial patterns in household demand*". Econometrica 59, 953-965.
- Chasco, C. and Lopez, F.A. (2004), "*Space-time lags: specification strategy in spatial regression models*". First seminar of spatial econometrics Jean Paelinck
- Chasco, C. and Lopez, F.A. (2006), "*Is spatial dependence an instantaneous effect? Some evidence in economic series of Spanish provinces*". MPRA
- Chasco, C. and Lopez, F.A. (2007), "*Time-trend in spatial dependence: specification strategy in the first-order spatial autoregressive model*", Estudios de Economía Aplicada, vol.25-2.
- Cliff, A. and J. Ord (1973), "*Spatial autocorrelation*". London: Pion.
- Cliff, A. and J. Ord (1981), "*Spatial processes, models and applications*". London: Pion.
- Elhorst, J.P. (2001) "*Dynamic models in space and time*". Geographical Analysis 33; 119-140.
- Mobley, L.R. (2003) "*Estimating hospital market pricing: An equilibrium approach using spatial econometrics*". Regional Science and Urban Economics 33; pp. 489-516.
- Pace R.K., R. Barry, O.W. Gilley y C.F. Sirmans (2000) "*A method for spatial-temporal forecasting with an application to real estate prices International*". Journal of Forecasting, 16; pp. 229-246.
- Rey, S. and B. Montouri (1999), "*US regional income convergence: A spatial econometric perspective*". Regional Studies, vol. 33.2; pp. 143-156.
- Upton, G. y B. Fingleton (1985) "*Spatial data analysis by example*". Volumen 1. Wiley, Chichester.
- Wartenberg D. 1985. "*Multivariate spatial correlation: A method for exploratory geographical analysis*", *Geographical Analysis*, 17: 263-283.

Yilmaz, S., K.E. Haynes and M. Dinc (2002), "*Geographic and network neighbors: Spillover effects of telecommunications infrastructure*". *Journal of Regional Science*, 42 (2); pp. 339-360.

## ELENCO DEI WORKING PAPER PUBBLICATI

1. GIAN PAOLO CESARETTI, ANGELA C. MARIANI, SALVATORE VINCI Verso una nuova politica per l'agricoltura nell'Unione Europea: un percorso in bilico tra protezionismo e libero scambio  
Aprile, 1996
2. CONCETTO PAOLO VINCI  
Disoccupazione in un modello economico bisettoriale  
Aprile, 1996
3. ANGELA C. MARIANI, VALERIA SODANO  
Innovazione e industria alimentare  
Maggio, 1996
4. CONCETTO PAOLO VINCI  
Disoccupazione, insider-outsider in un modello a due settori  
Maggio, 1996
5. GIUSEPPE MAROTTA, GIOVANNI QUARANTA  
L'applicazione in Italia delle politiche strutturali  
Giugno, 1996
6. ELENA VIGANÒ, LAURA VIGANÒ  
La competitività dell'agricoltura italiana: problemi e potenzialità  
Giugno, 1996
7. ANTONELLA VASTOLA  
La qualità nel sistema agroalimentare: uno schema teorico di analisi  
Giugno, 1997
8. DANIELA COVINO Distribuzione alimentare: l'evoluzione del settore e le implicazioni per il sistema agroalimentare  
Gennaio, 1998
9. STEFANIA P.S. ROSSI Internalization of Trade in Services and the Interest of the Countries. New Opportunities and Challenges for Senegal  
Marzo, 1998
10. VANIA SENA  
L'analisi econometrica dell'efficienza tecnica. Un'applicazione agli ospedali italiani di zona  
Aprile, 1998
- 11.1998 MARIA ROSARIA CARILLO, CONCETTO PAOLO VINCI  
Social Increasing Returns and Immigration  
Giugno, 1998
- 12.1998 ANTONIO GAROFALO, CONCETTO PAOLO VINCI  
Worksharing in a labour market perspective with effort and minimum wages  
Dicembre, 1998
- 1.1999 ANTONIO GAROFALO, CONCETTO PAOLO VINCI

Orario di lavoro e occupazione in un contesto economico bisettoriale  
Marzo, 1999

2.1999 RITA DE SIANO, MARCELLA D'UVA, GIOVANNA MESSINA

Aree monetarie ottimali: Literature review  
Aprile, 1999

3.1999 MASSIMO GIANNINI

Accumulation and Distribution of Human Capital: The Interaction Between Individual and  
Aggregate Variables  
Aprile, 1999

4.1999 L. CAVALLO – STEFANIA P.S. ROSSI

Do environmental variables affect the performance and technical efficiency of the European  
banking systems? A parametric analysis using the Stochastic Frontier Approach  
Giugno, 1999

1.2000 MARIA ROSARIA CARILLO

The Effect of Professionalisation and the Demand for Social Status on the Adoption of New  
Technologies  
Febbraio, 2000

2.2000 BRUNO CHIARINI – PAOLO PISELLI

Aggregate fluctuations in a unionized labor market  
Marzo, 2000

3.2000 RICCARDO FIORITO

Government Debt, Taxes and Growth  
Marzo, 2000

4.2000 ANTONIO GAROFALO -CONCETTO PAOLO VINCI

Employment, Capital Operating Time and Efficiency Wages Hypothesis: Is There Any Room  
for Worksharing?  
May, 2000

5.2000 BRUNO CHIARINI – MASSIMO GIANNINI Employment, Capital Operating Time and Efficiency  
Wages Hypothesis: Is There Any Room for Worksharing? May, 2000

6.2000 RITA DE SIANO

Financial variables as leading indicators: an application to the G7 countries  
June, 2000

7.2000 A. GAROFALO -R. PLASMAN -C.P. VINCI

Reducing Working Time in an Efficiency Wage Economy with a Dual Labour Market  
July, 2000

8.2000 MARIA ROSARIA CARILLO

Scelta Educativa, Status Sociale e Crescita  
Luglio, 2000

9.2000 MARIA ROSARIA CARILLO -ALBERTO ZAZZARO

Professionalizzazione, Status Sociale e Crescita



Luglio, 2000

- 10.2000 RAUL DE LUZENBERGER Inequality, growth and macroeconomic policy: can something be learned from the empirical assessment of the relationships? July, 2000
- 11.2000 FRANCESCO BUSATO  
Fluctuations within the EMU countries: an empirical perspective  
September, 2000
- 12.2000 CONCETTO PAOLO VINCI  
Vincolo estero e politica economica negli anni novanta  
Ottobre, 2000
- 1.2001 BRUNO CHIARINI  
L'equilibrio statico e dinamico del mercato del lavoro in concorrenza perfetta (a primer)  
Gennaio, 2001
- 2.2001 VALERIA SODANO  
Introduzione all'analisi economica della qualità nel settore agroalimentare  
Febbraio, 2001
- 3.2001 ADRIANA BARONE – CONCETTO PAOLO VINCI  
The Working Environment and Social Increasing Returns  
February, 2001
- 4.2001 ADRIANA BARONE – CONCETTO PAOLO VINCI  
Accidents at Work and Human Capital  
March, 2001
- 5.2001 MARIA CARMELA APRILE  
Le produzioni biologiche: un settore emergente  
Marzo, 2001
- 6.2001 ELENA VIGANÒ  
Le biotecnologie e il sistema agro-alimentare  
Marzo, 2001
- 7.2001 ANTONIO GAROFALO – CONCETTO PAOLO VINCI  
Employment Oriented Policies in a Trade Union Local Wage Bargaining Model  
September, 2001
- 8.2001 RITA DE SIANO  
La valutazione dell'efficienza nella banca come impresa multi-prodotto  
Dicembre, 2001
- 1.2002 RITA DE SIANO Approccio stocastico alla frontiera efficiente del sistema bancario italiano: una stima dell'inefficienza tecnica e delle sue determinanti Gennaio, 2002
- 2.2002 RITA DE SIANO  
Consumption and Income Smoothing  
January, 2002

- 3.2002 ANTONIO GAROFALO – CONCETTO PAOLO VINCI  
Hours of Work and Human Capital: Investigating on some Linkages at Stake  
February, 2002
- 4.2002 MARCELLA D’UVA L’asimmetria degli shocks monetari sulla produzione nelle regioni  
dell’Unione Monetaria Europea Febbraio 2002
- 5.2002 RITA DE SIANO – MARCELLA D’UVA How much Specialization matters in European Growth:  
an application of CART Analysis to EMU Regions March 2002
- 6.2002 RITA DE SIANO – MARCELLA D’UVA  
Specializzazione e crescita: un’applicazione alle regioni dell’Unione Monetaria Europea  
Aprile 2002
- 7.2002 VINCENZO DI MARO The Estimation of the NAIRU and the Effect of Permanent Sectoral  
Employment Reallocation. The Italian evidence June 2002
- 8.2002 FRANCESCO PROTA  
Water Resources and Water Policies  
December 2002
- 1.2003 ANTONIO GAROFALO – CONCETTO PAOLO VINCI  
Capitale umano, orario di lavoro, salari di efficienza e COT in un modello di sviluppo  
dualistico  
Gennaio 2003
- 2.2003 SALVATORE CAPASSO Financial Markets Development Asymmetries February 2003
- 3.2003 MARIANGELA BONASIA  
and Economic Growth: Tales of Informational
- La riforma dei sistemi previdenziali: il dibattito teorico e politico  
Aprile 2003
- 4.2003 MARIANGELA BONASIA  
La previdenza sociale in Italia tra riforme fatte e da fare  
Aprile 2003
- 5.2003 DEBORA SCARPATO  
Il ruolo dell’agricoltura nella strategia di sostenibilità ambientale dell’Unione Europea  
Maggio 2003
- 6.2003 FLAVIO BOCCIA  
Le interconnessioni tra liberalizzazione degli scambi commerciali e ambiente  
Giugno 2003
- 7.2003 ANGELA MARIANI  
Globalizzazione e sicurezza degli alimenti  
Ottobre 2003

- 8.2003 DANIELA COVINO -ANGELA MARIANI  
Rapporti industria-distribuzione nel sistema agrolimentare italiano  
Ottobre 2003
- 9.2003 DANIELA COVINO  
Settore ittico e globalizzazione degli scambi: il ruolo della cooperazione internazionale  
Ottobre 2003
- 1.2004 SALVATORE CAPASSO  
Bankruptcy Costs, Dilution Costs and Stock Market Development  
March 2004
- 2.2004 TIZIANA DE MAGISTRIS Le determinanti del comportamento del consumatore: analisi teorica e  
verifica empirica per i prodotti biologici Aprile 2004
- 3.2004 RITA DE SIANO, MARCELLA D'UVA, GIOVANNA MESSINA Sentieri di specializzazione e di  
crescita delle regioni europee durante l'integrazione economica Giugno 2004
- 4.2004 BRUNO CHIARINI, ELISABETTA MARZANO Dimensione e dinamica dell'economia sommersa:  
un approfondimento del Currency Demand Approach Giugno 2004
- 5.2004 FLAVIO BUCCI Le agrobiotecnologie nel sistema italiano: normativa, sperimentazioni e posizioni  
a confronto Luglio 2004
- 6.2004 ROSA MISSO  
Il sistema agroalimentare italiano e le dinamiche globali  
Luglio 2004
- 7.2004 BRUNO CHIARINI, ELISABETTA MARZANO  
Market Consumption and Hidden Consumption. A Test for Substitutability  
September 2004
- 8.2004 MICHELE CINCERA AND LUIGI ALDIERI Domestic Versus International R&D  
Spillovers and Productivity Performance of Large International Firms  
September 2004
- 9.2004 MARIA ROSARIA CARILLO AND ERASMO PAPAGNI  
Incentive structure in basic research and economic growth  
September 2004
- 10.2004 MARIA ROSARIA CARILLO AND ERASMO PAPAGNI Academic  
Research, Social Interactions and Economic Growth September  
2004
- 11.2004 CARLO ALAVILLA – ANTONIO GAROFALO – CONCETTO PAOLO VINCI  
Evaluating the Effects of Working Hours on Employment and Wages  
November 2004
- 12.2004 LAURA BARALDI  
Esternalità di Rete: una Rassegna  
Dicembre 2004

- 1.2005 LAURA BARALDI Effects of the Electoral Rules on the Size of Government Spending: an Italian Region Panel Data Analysis January 2005
- 2.2005 RICCARDO MARSELLI – MARCO VANNINI L'efficienza del settore pubblico regionale attraverso gli indicatori di contesto e la spesa pubblica consolidata Marzo 2005
- 3.2005 RITA DE SIANO – MARCELLA D'UVA  
Club Convergence In European Regions  
April 2005
- 4.2005 DEBORA SCARPATO – MARIAROSARIA SIMEONE La filiera del tonno rosso Mediterraneo: problematiche e prospettive del comparto in Campania April 2005
- 5.2005 DEBORA SCARPATO La strategia di Lisbona per la crescita e l'occupazione: il ruolo della Politica agricola comunitaria Maggio 2005
- 6.2005 LUIGI ALDIERI  
Absorptive Capacity and Knowledge Spillovers for Large International Firms: A Survey  
July 2005
- 7.2005 CARLO ALTAVILLA – ANTONIO GAROFALO – CONCETTO PAOLO VINCI  
On the Non-Linear Dynamics between Employment and Labour Force Participation  
November 2005
- 8.2005 ALBERTO MONTAGNOLI – ORESTE NAPOLITANO  
Financial Condition Index and Interest Rate Settings: a Comparative Analysis  
December 2005
- 1.2006 RITA DE SIANO – MARCELLA D'UVA  
Is there a Club Convergence among Italian regions?  
February 2006
- 2.2006 ROSA MISSO  
Innovazione, informazione ed inclusione: dinamiche di sviluppo e strategie competitive dei sistemi territoriali a vocazione agroalimentare Marzo 2006
- 3.2006 Oreste Napolitano  
IS THE IMPACT OF ECB MONETARY POLICY ON EMU STOCK MARKET RETURNS ASYMMETRIC?
- 1.2007 Massimiliano Agovino  
Econometria spaziale e mercato del lavoro: un'analisi empirica con i dati provinciali italiani