

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



**Econometria spaziale e mercato del lavoro:
un'analisi empirica con i dati provinciali italiani**

Massimiliano Agovino

WORKING PAPER N.1 2007

Ottobre 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.

Econometria spaziale e mercato del lavoro: un'analisi empirica con i dati provinciali italiani

M. Agovino

Abstract

L'obiettivo di questo lavoro è duplice. Da un lato si procede a verificare la rilevanza dello spazio nella determinazione dei salari; dall'altro mira a rilevare la presenza e la presenza di un gap produttivo tra i lavoratori del Nord e quelli del Mezzogiorno d'Italia.

Partendo dal modello della Nuova Geografia Economica di Helpman (1998) e tenendo conto di una serie di modifiche, in linea con Mion e Naticcioni (2004) e da Brakman et al. (2005) procediamo a verificare empiricamente la rilevanza della densità occupazionale e l'esistenza di un gap produttivo nella funzione dei salari.

L'analisi empirica è svolta su un panel di dati relativo ai lavoratori dipendenti. Gli strumenti econometrici utilizzati sono quelli classici dell'analisi per dati panel statici (fixed e random effect) con l'aggiunta di strumenti dell'econometria spaziale per dati panel (Elhorst 2003) al fine di verificare la rilevanza dello spazio nella determinazione dei salari dei lavoratori dipendenti. In aggiunta stime con GMM sono implementate al fine di testare la sospettata presenza di endogenità in alcuni regressori, quali la densità occupazionale e il potenziale di mercato.

JEL: C15, C21, F12, J6, J21, R12

Keywords: spatial autoregressive models, economic geography, market potential function, wage inequality, empirical valuation, .

1. Introduzione

“In many countries, spatial disparities are large and a source of considerable policy concern. In most developed countries, the workers in the richest regions have incomes or wages that are typically double those in the poorest regions. In developing countries, the gaps are often larger” (Combes, Duranton, Gobillon 2003).

Il nostro obiettivo, in questo lavoro, è quello di verificare la rilevanza dello spazio nella determinazione dei salari e l'esistenza di un gap produttivo tra lavoratori del Nord e del Sud dell'Italia attraverso un'analisi empirica condotta su un panel di lavoratori dipendenti dell'INPS per il periodo 1998-2002.

Il punto di partenza della nostra analisi è il modello della NGE (Nuova Geografia Economica) proposto da Helpman (1998) e procedere, successivamente, nel derivare un modello di equilibrio spaziale seguendo la procedura di Mion e Naticchioni (2005). Nell'elaborare il nostro modello non terremo conto, soltanto, dei due tipi di esternalità, così come fatto da Mion e Naticchioni (2005), ma ci serviremo anche dell'intuizione di Brakman et al. (2004) i quali assumano, nello studio dei dati della Germania, la possibile presenza di differenze nel salario tra lavoratori dell'Est e dell'Ovest della Germania. Il primo tipo di esternalità, preso in esame, abbastanza radicato nella letteratura, è quello relativo all'impatto positivo della densità economica sulla produttività locale (le cosiddette *esternalità di urbanizzazione*). La seconda fonte di esternalità considerata è rappresentata dalle *esternalità pecuniarie* scaturenti dai rendimenti di scala crescenti, costi di trasporto e dalla dimensione dei mercati.

L'ipotesi che vogliamo verificare è che la produttività del lavoro, unico fattore della produzione preso in esame dal modello di Helpman (1998), nel Sud dell'Italia risulti essere inferiore di quella del Nord. Questo effetto viene

introdotto seguendo la modellistica proposta da Brakman e altri (2004) che ipotizzano la non validità di una delle condizioni di equilibrio del modello di Helpman (1998) e cioè quella di uguaglianza, nel lungo periodo, dei salari reali e questo avviene attraverso l'introduzione di un gap produttivo. Inoltre al fine di verificare la rilevanza dello spazio nella determinazione dei salari ricorremo agli strumenti dell'econometria spaziale che ci consentiranno di controllare per l'effetto di "contagio" nella determinazione dei salari in una data provincia, ad opera delle province vicine, attraverso la matrice di contiguità.

Il resto del lavoro è organizzato nel modo seguente. Nella sezione **2** presentiamo un modello spaziale che combina la NGE, le esternalità di urbanizzazione e la misura del gap produttivo. Nella sezione **3**, invece, saranno presentati i dati e utili alla verifica dell'esistenza o meno di un processo auto-regressivo spaziale nel termine della variabile dipendente attraverso l'uso dell'indice I di Moran. La sezione **4** sarà dedicata alle tecniche econometriche implementate mentre l'obiettivo della sezione **5** sarà quello di presentare i risultati ottenuti dalle stime econometriche.

Nella sezione **6** ci concentreremo sul problema legato all'endogenità presente nelle variabili atte a misurare le esternalità, con particolare riferimento alla variabile densità e alla variabile potenziale di mercato, attraverso l'uso di modelli GMM. L'ultima sezione (**7**) concluderà.

2. Modello teorico

In questo paragrafo introduciamo una versione modificata del modello di Helpman (1998) in cui vengono introdotte le economie di urbanizzazione, così come in Mion e Naticchioni (2005), e il gap di produzione tra Nord e Sud Italia. Il presente modello provvede a fornire un esempio della dipendenza

positiva del salario nominale dalla densità economica locale e dal potenziale di mercato e di una dipendenza negativa dello stesso da una variabile deputata a misurare il gap produttivo ipotizzato esistere tra le province del Nord e quelle del Sud dell'Italia.

Le ipotesi che sono alla base del modello sono quelle classiche dei modelli della Nuova Geografia Economica, ampiamente dettagliata nel lavoro di Mion e Naticchioni (2005).

La relazione a cui siamo interessati è la funzione di produzione espressa in termini di occupazione.

$$l_j(s) = f + \beta_j c_j(s) \quad (1)$$

Dove con $l_j(s)$ indichiamo l'ammontare di lavoro adoperato nella località j , con $c_j(s)$ la quantità prodotta di una data varietà di bene s ; f e β_j sono, rispettivamente, il costo fisso, espresso in unità di lavoro, e quello marginale richiesto per la produzione di una data varietà ed è quindi la componente variabile del costo di produzione. Il costo fisso (f) è un costo collegato all'acquisto di un brevetto o al costo dell'innovazione per produrre quella varietà (s) e rappresenta la fonte delle economie di scala a livello di impresa. La componente fissa è identica attraverso lo spazio e, contrariamente alla formulazione standard di Krugman (1991) e Helpman (1998), la componente marginale è supposta dipendere positivamente dalla densità delle attività economiche (Mion e Naticchioni 2005) e negativamente da un supposto gap di produttività del fattore lavoro tra Nord e Sud dell'Italia (Brakman et al. 2004). Queste variabili entrano nella funzione di produzione espressa in termini di quantità di lavoro nel seguente modo:

$$\beta_j = (1 + gap_j) L_j^{-\eta} \quad (2)$$

L'idea che la dimensione del mercato abbia un impatto positivo sulla produttività locale risale a Marshall (1890) ed è stata formalizzata da Abdel

Rahman, Fujita et al. (1990). La letteratura dell'economia urbana ha identificato diversi meccanismi conducenti la densità economica a una più rapida crescita e produttività come le conoscenze cross-fertilization, ritorni di scala crescenti in un settore di beni intermedi non-tradabile, etc. Ciccone e Hall (1996) e Combes (2000) forniscono un'evidenza a favore del ruolo positivo svolto dalla densità, e queste esternalità sono spesso riferite alle economie di urbanizzazione.

L'idea di un gap produttivo viene fatta risalire al lavoro di Brakman et al. (2004) in cui l'assunzione di uguaglianza dei salari finisce per imporre un equilibrio di lungo periodo e questo implica un sufficiente grado di mobilità del lavoro e di flessibilità dei salari (valida assunzione per paesi come gli Stati Uniti ma non per l'Europa). In generale, pensare che i salari reali interregionali siano uguali per assunzione non è un'ipotesi molto attraente (Brakman et al. 2004) in quanto ciò implicherebbe che l'economia sia in un equilibrio di lungo periodo. In verità, vari studi (Brakman et al. 2000, 2002a, 2002b, 2004) evidenziano che questa assunzione risulta essere in disaccordo con il fatto stilizzato che i salari reali, per i dati riferiti alla Germania, siano differenti tra le regioni dell'Est e quelle dell'Ovest della Germania all'inizio del processo di riunificazione. Un altro problema incontrato nell'applicare l'equazione di Helpman-Hanson all'economia "Europea", come per la Germania, è che l'attuale grado di flessibilità dei salari reali potrebbe risultare eccessivamente basso per determinare un'uguaglianza dei salari reali. Da tutto ciò nasce l'idea di introdurre nella funzione di produzione espressa in termini di lavoro (**eq. 1**) un gap produttivo tra Nord e Sud dell'Italia il cui segno atteso sia negativo. Tale variabile, che poi si rivelerà una dummy, ha il compito di cogliere, se esiste, la presenza di questa forma di attrito che riduce gli effetti positivi, almeno per le regioni del sud, della densità della

produzione e che non ha nessun impatto sulle regioni del Nord (per assunzione). Chiaramente, non ci si attende dalle stime un elevato valore del coefficiente relativo a questa variabile, e questo dovuto principalmente alla dimensione del periodo preso in esame, 1995-2002.

La seguente forma ridotta dell'equazione dei salari (di cui ne prendiamo i logaritmi) che sarà la base teorica delle nostre stime¹:

$$\ln(w_j) = \ln(k) + \frac{(\sigma-1)}{\sigma} \eta \ln L_j - \frac{(\sigma-1)}{\sigma} \ln(1 + gap_j) + \frac{1}{\sigma} \left(\sum Y_k (P_{M,k} v_{j,k})^{\sigma-1} \right) \quad (3)$$

Con $k \equiv \rho \left[\frac{\mu}{(\sigma-1)f} \right]^{\frac{1}{\sigma}}$

3. Fonte dei dati, loro costruzione e verifica dell'esistenza di correlazione spaziale

I dati utilizzati sono di fonte ; in particolare i dati sono quelli relativi all'Osservatorio sui **Lavoratori Dipendenti (OLD)** e non anche i dati per i lavoratori autonomi in quanto risulta esserci uno sfasamento temporale di rilevazione di questi ultimi rispetto ai primi. L'unità statistica di rilevazione è rappresentata dal lavoratore che ha avuto almeno un versamento contributivo per lavoro dipendente nel corso dell'anno. Il periodo di tempo di rilevazione disponibile va dal 1998 al 2002, il che ci consente di costruire un panel di cinque anni. I dati relativi alle 103 province italiane, rappresentano un buon compromesso tra una classificazione dettagliata del territorio italiano e la disponibilità dei dati. Le province risultano, infatti, sufficientemente grandi da tener conto delle aree delle grandi città e piccole abbastanza da provvedere una ricca variabilità dei dati. L'**OLD** consente l'analisi dei principali fattori che caratterizzano il lavoro dipendente privato non agricolo assicurato presso l'INPS. Avendo a tal proposito la disponibilità delle retribuzioni e il numero di giornate retribuite nell'anno, ne facciamo semplicemente il rapporto ottenendo così le

¹ La derivazione algebrica è proposta in appendice alla fine del capitolo.

retribuzioni giornaliere per ciascuna provincia quale proxy della nostra variabile dipendente e cioè il salario dei lavoratori dipendenti. Per il calcolo della densità adoperiamo i dati ISTAT sull'occupazione e quelli relativi alla superficie espressa in chilometri delle singole province. Per la funzione potenziale di mercato adoperiamo i dati provinciale sempre messi a disposizione dell'ISTAT relativi al reddito disponibile che andiamo a pesare per una matrice quadrata (103*103) dell'inversa delle distanze tra province espresse in chilometri. La variabile denominata specializzazione viene calcolata adoperando i dati dell'INPS relativi agli occupati per ramo di attività seguendo lo schema di classificazione Ateco81 riportato in maniera estesa, in appendice al presente lavoro. Teniamo conto, per questa variabile, di nove rami di attività definiti: ramo1, ramo2,...,ramo9². La variabile deputata a misurare il gap, che ha le stesse caratteristiche di una variabile dummy, è calcolata adoperando i dati ISTAT sul valore aggiunto per occupato.

Il modello di Helpman (1998), assume che il lavoro sia omogeneo. I lavoratori, come è ben noto, differiscono per qualifica ed esperienza lavorativa fattori questi che influenzano il salario, così come anche il sesso del lavoratore risulta essere una variabile incisiva. Al fine di controllare per queste variabili, introduciamo alcune variabili riferite all'esperienza lavorativa, che indicheremo con la dicitura **esp**, che calcoliamo, sempre tenendo conto dei dati INPS, e che si riferiscono ai lavoratori con un'età superiore ai 50 anni così come fa Roos (2001) nel suo lavoro. Per la qualifica seguiamo la ripartizione fatta dall'INPS e consideriamo i lavoratori suddivisi in: operai, impiegati, quadri, dirigenti e apprendisti. Per il sesso, sempre di fonte INPS, consideriamo gli occupati maschi per provincia.

Dalle statistiche descrittive, presenti nell'appendice D, squilibri spaziali vengono fuori in modo abbastanza chiaro. La distribuzione spaziale dei salari è infatti lontana dall'essere uniforme attraverso le province italiane suggerendo l'importanza dello spazio. Questo risultato non deve essere ritenuto ovvio, in quanto l'Italia è un Paese

² Nel calcolo delle variabili "specializzazione" teniamo conto dei macrosettori, cioè soltanto dei nove rami di attività e non dei sottorami dei singoli rami di attività.

caratterizzato da un sistema salariale centralizzato; all'interno di ogni settore, i contratti devono rispettare diversi vincoli su base nazionale come ad esempio il minimo salariale (Mion e Naticchioni, 2004). Inoltre, è opportuno sottolineare che le imprese hanno la possibilità di integrare il contratto deciso a livello nazionale con un contratto specifico della società in cui, per esempio, il minimo salariale può essere aumentato. Inoltre, siccome diverse teorie economiche piuttosto consolidate suggeriscono che il fissare i salari al di sopra del livello del minimo salariale può rappresentare una soluzione "efficiente" per l'impresa (ad esempio l'approccio del salario efficiente, l'approccio insider/outsider, ecc), non è sorprendente che la distribuzione salariale sia influenzata dalla località economica. Per dare un esempio, basta considerare il rapporto tra il più alto salario provinciale medio e il più basso e ottenere un valore pari a 1.14, ottenendo così una misura, seppur rozza, dell'ineguaglianza salariale. Andando nello specifico e tenendo conto dei salari medi provinciali per qualifica verifichiamo che il rapporto precedente applicato agli operai è pari a 1.08, quasi inesistente la disparità, ma già per gli impiegati otteniamo 1.59, per i quadri 1.51, per i dirigenti 2.08 e per gli apprendisti 2.37.

Infine, sapendo che la presenza di interdipendenza spaziale si manifesta con fenomeni di concentrazione territoriale di valori simili (nel caso di interdipendenza positiva) o di valori differenti (nel caso di interdipendenza negativa). Si rende necessario l'uso di un indicatore di interdipendenza utile per consentire confronti tra realtà e fenomeni differenti oppure tra stesse realtà e fenomeni in tempi diversi. Esiste in letteratura una batteria abbastanza nutrita di tests per la verifica della presenza di autocorrelazione spaziale. L'indicatore che prendiamo in esame è l'indice I di Moran che rappresenta il più tradizionale degli indicatori di correlazione spaziale. L'indicatore di Moran è dato dalla seguente espressione:

$$I = \frac{N \sum_{ij} w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{S_0 \sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})^2} \quad (4)$$

dove x_i rappresenta la variabile che descrive il fenomeno oggetto di studio nella regione i , \bar{x} rappresenta il valore medio campionario, w_{ij} sono i pesi della matrice W , matrice delle distanze inverse in chilometri (nel nostro caso), N è la dimensione del campione e $S_0 = \sum_i \sum_j w_{ij}$.

Nel nostro caso volendo verificare l'esistenza di auto-correlazione spaziale nella variabile dipendente (i salari dei lavoratori dipendenti) procediamo al calcolo dell'indice di Moran ottenendo i seguenti risultati:

Tabella 1- Test I di Moran per i salari dei lavoratori dipendenti.

variabile	I	P-	E[I]	MEAN	ST. DEV.	Z
	MORAN	VALUE				VALUE
Salari 1998	0.1521	0.0480	-0.0098	-0.0116	0.0966	1.6760
Salari 1999	0.2111	0.0130	-0.0098	-0.0106	0.0994	2.2233
Salari 2000	0.1824	0.0260	-0.0098	-0.0091	0.0958	1.9989
Salari 2001	0.2208	0.0170	-0.0098	-0.0069	0.0983	2.3459
Salari 2002	0.2562	0.0040	-0.0098	-0.0088	0.0958	2.7766

È possibile notare che al livello dello 0.05 viene rigettata l'ipotesi nulla che ammette assenza di auto-correlazione spaziale nel termine della variabile dipendente. In questo modo confermiamo quanto supposto, mettendo in luce la presenza di un processo di auto-correlazione spaziale positivo che dovremmo tener presente al momento delle stime econometriche.

4. Modelli per dati panel classici e spaziali

Partendo da un semplice modello lineare, costituito da una variabile dipendente Y e un insieme di K variabili indipendenti, X :

$$Y_{jt} = \beta_1 X_{1jt} + \dots + \beta_K X_{Kjt} + \varepsilon_{jt} = \beta' X_{jt} + \varepsilon_{jt} \quad (5)$$

dove $j(=1, \dots, N)$ si riferisce all'unità spaziale, $t(=1, \dots, T)$ si riferisce ad un dato periodo di tempo, β_1, \dots, β_K sono i parametri da stimare, e ε_{jt} sono i termini di errore che risultano essere *i.i.d.* (*indipendenti ed identicamente distribuiti*) per ogni j e t , con media zero e varianza pari a σ^2 .

Una obiezione mossa solitamente a questo modello è che esso non tiene conto dell'eterogeneità spaziale. Le unità spaziali probabilmente differiscono nel loro *background variables*, che sono di solito specifiche dello spazio, variabili invariante nel tempo che incidono sulla variabile dipendente ma che sono difficili da misurare o da ottenere. Un rimedio è quello di introdurre una intercetta μ_j rappresentante l'effetto delle variabili omesse peculiari per ogni unità spaziale presa in considerazione:

$$Y_{jt} = \beta' X_{jt} + \mu_j + \varepsilon_{jt} \quad (6)$$

Condizionatamente alla specificazione dell'intercetta, l'equazione può essere stimata come un modello con effetti fissi o effetti random. Nel modello con effetti fissi, una variabile dummy è introdotta per ogni unità spaziale come una misura dell'intercetta. Nel modello con effetti random, invece, la variabile intercetta è trattata come una variabile random che è *i.i.d.* distribuita con media zero e varianza σ^2_μ . Inoltre, è assunto che le variabili random μ_j e ε_{jt} sono indipendenti da ogni altra.

Prima di passare da questi modelli tradizionali per dati panel ai modelli con auto-correlazione spaziale nel termine di errore o a quelli con la variabile dipendente

ritardata spazialmente è necessario soffermarsi sulla matrice dei pesi spaziali, elemento caratterizzante di questa letteratura.

Assumendo che W rappresenti una matrice $(N \times N)$ dei pesi spaziali descrivente la disposizione delle unità nello spazio e indicando con w_{ij} l'elemento (i,j) -esimo della matrice W , dove i e $j = (1, \dots, N)$, si assume che W sia una matrice di costanti conosciute, che tutti gli elementi sulla diagonale principale della matrice dei pesi siano pari a zero, e le radici caratteristiche di W , denotate con ω_i , siano conosciute. La prima assunzione esclude la possibilità che la matrice dei pesi spaziali sia parametrica. La seconda assunzione, invece, implica che nessuna unità spaziale possa essere vista come vicina di se stessa; la terza assunzione presuppone che le radici caratteristiche di W possano essere calcolate accuratamente usando appropriati software econometrici. L'ultima assunzione risulta, infatti, essere necessaria per assicurare che la funzione di massima verosimiglianza dei modelli che distinguiamo possa essere calcolata.

Lee (2001a, 2001b) afferma che le familiari proprietà asintotiche dello stimatore di massima verosimiglianza, come la consistenza per $N^{1/2}$, dipendono dalle caratteristiche della matrice dei pesi spaziali. In accordo a Kelejian e Prucha (1999), la somma della riga e colonna di W deve essere vincolata in valore assoluto come $N \rightarrow \infty$. Quando la matrice spaziale dei pesi è una matrice di contiguità binaria, questa condizione è soddisfatta. Lee (2001a) dimostra che questa condizione può essere resa meno restrittiva: la somma della riga e della colonna potrebbe non divergere ad infinito ad un tasso uguale a/o più veloce rispetto al tasso della dimensione campionaria N nel dominio cross-section. Quando la matrice spaziale dei pesi è una matrice dell'inversa della distanza, la condizione è soddisfatta.

Nel nostro caso, cioè in presenza di una matrice delle distanze i cui singoli elementi risultano essere pari all'inverso della distanza, espressa in chilometri, fra due province e successivamente normalizzati al fine di ottenere la condizione secondo cui la somma di ogni riga sia pari ad uno, avremo una matrice quadrata (103×103) i cui singoli elementi risulteranno essere:

$$w_{ij} = \frac{1/d_{ij}}{\sum_j 1/d_{ij}} \quad \text{per } i \neq j \text{ e } w_{ij} = 0 \quad \text{per } i = j$$

dove d_{ij} è la distanza geografica tra due generiche province i e j misurata in chilometri.

L'estensione del tradizionale modello con effetti fissi al fine di includere l'auto-correlazione spaziale nel termine di errore può essere specificata come segue:

$$\begin{aligned} Y_t &= X_t \beta + \mu + \phi_t \\ \phi_t &= \delta W \phi_t + \varepsilon_t \\ E(\varepsilon_t) &= 0 \\ E(\varepsilon_t \varepsilon_t') &= \sigma^2 I_N \end{aligned} \tag{7}$$

Estendendo il tradizionale modello con effetti fissi e includendo, questa volta, la variabile dipendente ritardata spazialmente otteniamo:

$$\begin{aligned} Y_t &= \delta W Y_t + X_t \beta + \mu + \varepsilon_t \\ E(\varepsilon_t) &= 0 \\ E(\varepsilon_t \varepsilon_t') &= \sigma^2 I_N \end{aligned} \tag{8}$$

Nella specificazione dell'errore spaziale, le proprietà della struttura dell'errore sono state cambiate, mentre nella specificazione del ritardo spaziale, il numero delle variabili spiegate è aumentato di uno. Nella specificazione dell'errore spaziale, δ è solitamente definito come il coefficiente di **auto-correlazione spaziale**, laddove nella specificazione del ritardo spaziale è definito come coefficiente di **auto-regressione spaziale**.

Il metodo di stima standard per i modelli con effetti fissi è caratterizzato dal fatto che soltanto $(\beta_1 + \mu_j)$ sono stimabili e non β_1 e μ_j singolarmente, e ciò tenendo presente la restrizione che viene imposta e cioè $\sum_j \mu_j = 0$, la quale risulta essere un'assunzione arbitraria sui coefficienti delle variabili dummies al fine di superare il problema della trappola delle variabili dummies, o alternativamente perfetta multicollinearità.

Anziché procedere ad una stima OLS procediamo, a causa dei problemi in essa insiti, ad una stima di massima verosimiglianza (ML). La sola differenza è che gli stimatori

ML non tengono conto della correzione per i gradi di libertà. La funzione di ML corrispondente alla nostra equazione incorporante l'auto-correlazione spaziale nel termine di errore risulta essere:

$$-\frac{NT}{2}\ln(2\pi\sigma^2) + T\sum_{j=1}^N\ln(1-\delta\omega_j) - \frac{1}{2\sigma^2}\sum_{t=1}^T e_t' e_t \quad (9)$$

$$e_t = (I - \delta W)[Y_t - \bar{Y} - (X_t - \bar{X})\beta]$$

E con una variabile dipendente spazialmente ritardata,

$$-\frac{NT}{2}\ln(2\pi\sigma^2) + T\sum_{j=1}^N\ln(1-\delta\omega_j) - \frac{1}{2\sigma^2}\sum_{t=1}^T e_t' e_t \quad (10)$$

$$e_t = (I - \delta W)(Y_t - \bar{Y}) - (X_t - \bar{X})\beta$$

Dove $\bar{Y} = (\bar{Y}_1, \dots, \bar{Y}_N)$ e $\bar{X} = (\bar{X}'_1, \dots, \bar{X}'_N)'$.

Un problema che emerge nell'uso dei modelli con effetti fissi è quello ben conosciuto come “*incidental parameter problem*”. Soltanto i coefficienti deputati a misurare la pendenza sono stimati in modo consistente, nel caso di panel brevi, dove T è fissato ed $N \rightarrow \infty$. I coefficienti degli effetti fissi spaziali non possono essere stimati consistentemente perché il numero delle osservazioni disponibili per la stima di μ_j è limitata alle T osservazioni (Anselin 2001). Fortunatamente, l'inconsistenza di μ_j non è trasmessa agli stimatori dei coefficienti della pendenza in quanto questi stimatori non sono una funzione dei μ_j stimati. Questo implica che la proprietà dei grandi campioni dei modelli con gli effetti fissi quando $N \rightarrow \infty$ può essere applicata alla nostra equazione fondamentale (Lee 2001a, 2001b). Il problema definito degli *incidental parameters* è indipendente dalla presenza di auto-correlazione spaziale dell'errore o di inclusione di una variabile dipendente ritardata nello spazio in quanto esso si presenta anche se non ci sono queste due estensioni. Il problema dell'*incidental parameters* non è rilevante quando i coefficienti di interesse sono i β

e non i μ_j , che risulta essere il caso di molte applicazioni empiriche. Il problema scompare nei panel dove N è fissato e $T \rightarrow \infty$.

Se il modello con effetti fissi contiene anche effetti fissi temporali, il modo più semplice per procedere è quello di aggiungere effetti fissi temporali al set di variabili spiegate. Questo è possibile quando T è piccolo. In questo caso occorre procedere con cautela al fine di evitare di incorrere nella *dummy variable trap*. Per λ_t ($t=1, \dots, T$), la restrizione $\sum_t \lambda_t$ potrebbe essere imposta oppure una dummy temporale potrebbe essere eliminata. Ne consegue che per panel brevi, dove T è fissato e $N \rightarrow \infty$, gli effetti fissi temporali possono essere stimati consistentemente. Questo non è il caso per gli effetti fissi spaziali. Per panel lunghi, dove $T \rightarrow \infty$ e N è fissato, gli effetti fissi spaziali possono essere stimati consistentemente, ma gli effetti fissi temporali no. Infine, quando N e T sono della stessa dimensione, gli effetti fissi spaziali e quelli fissi temporali possono essere stimati consistentemente solo quando N e T sono sufficientemente grandi.

4.1. Specificazione econometrica del modello

Procediamo, ora, all'analisi empirica; prima di fare ciò qualche osservazione sull'equazione oggetto del nostro studio. L'equazione dei salari adottata combina gli effetti standard dell'economia del lavoro con le esternalità spaziali. In ciò che segue vedremo ben quattro relazioni funzionali al fine di evidenziare sia i panel classici sia i panel spaziali. Ricordando che questi ultimi consentono di poter controllare sia per la possibile presenza di auto-correlazione spaziale che per la possibile presenza di un processo auto-regressivo spaziale, non disdegniamo la possibilità di avere una combinazione di entrambi gli effetti, qualora risultasse rilevante ai fini dell'analisi.

Per un'analisi panel classica avremo la seguente equazione:

$$\log w_{j,t} = \beta_1 x_{j,t} + \beta_2 spec_{j,s,t} + \beta_3 Dens_{j,t} + \beta_4 MP_{j,t} + \beta_5 gap_{j,t} + v_{j,t} \quad (11)$$

Dove con j intendiamo le province e con t il periodo di tempo preso in esame. La variabile dipendente è data dal logaritmo delle retribuzioni medie giornaliere dei lavoratori dipendenti quale proxy dei salari. Nella variabile x abbiamo incluso tutte le caratteristiche individuali dei lavoratori, a livello provinciale, quali l'esperienza (*esp*), la qualifica dei lavoratori (operai, impiegati, quadri dirigenti, apprendisti) e il sesso (maschi). Infine, le altre variabili sono relative alla specializzazione, alla densità, al potenziale di mercato e al gap produttivo così come definite nell'appendice C.

La specificazione dell'equazione per il caso di panel spaziali e in particolar modo nel caso in cui consideriamo la presenza di auto-regressione spaziale (**modello SAR-Spatial Lag(o Autoregressiv) Model**) sarà la seguente:

$$\log w_{j,t} = \delta W \log w_{j,t} + \beta_1 x_{j,t} + \beta_2 spec_{j,s,t} + \beta_3 Dens_{j,t} + \beta_4 MP_{j,t} + \beta_5 gap_{j,t} + \nu_{j,t} \quad (12)$$

Il termine $W \log w_{j,t}$ rappresenta il ritardo spaziale nel termine della variabile dipendente. Ciò equivale ad assumere che il salario dei lavoratori dipendenti in ciascuna provincia dipenda da una media ponderata dei salari dei lavoratori dipendenti nelle altre province. I pesi decrescono all'aumentare della distanza e quindi le province più vicine avranno un effetto maggiore sui salari dei lavoratori dipendenti di una specifica provincia. Nella specificazione adottata si è inoltre ipotizzato che tutte le province interagiscano tra di loro. In modelli alternativi gli effetti di interazione spaziale sono invece limitati alle sole province confinanti. Si è deciso di utilizzare la prima specificazione perché appare più generale rispetto a effetti spaziali che si interrompono per province vicine ma che non hanno un confine in comune.

Nell'ipotesi di auto-correlazione spaziale (**modello SEM- Spatial Error Model**-) avremmo:

$$\log w_{j,t} = \beta_1 x_{j,t} + \beta_2 spec_{j,s,t} + \beta_3 Dens_{j,t} + \beta_4 MP_{j,t} + \beta_5 gap_{j,t} + \delta W \phi_{j,t} + \nu_{j,t} \quad (13)$$

Dove il termine $W\phi_{j,t}$ rappresenta il processo di auto-correlazione spaziale nel termine di errore. In questo modello l'auto-correlazione spaziale proviene dagli errori e, in analogia con l'auto-correlazione delle serie storiche, può dipendere dall'omissione di variabili esplicative che sono spazialmente dipendenti.

Inoltre, è possibile ipotizzare che vi sia la presenza di entrambi gli effetti, ottenendo in questo modo la seguente specificazione:

$$\log w_{j,t} = \rho W \log w_{j,t} + \beta_1 x_{j,t} + \beta_2 spec_{j,s,t} + \beta_3 Dens_{j,t} + \beta_4 MP_{j,t} + \beta_5 gap_{j,t} + \delta W\phi_{j,t} + \nu_{j,t} \quad (14)$$

Usiamo, in questo caso, le lettere δ e ρ al fine di distinguere i due effetti.

5. Risultati delle stime

Procediamo, a questo punto, a presentare i primi risultati delle stime effettuatee ciò con l'ausilio delle **tabelle 2a, 2b e 2c** ove vengono presentate le stime tenendo conto, nell'ordine, di stime panel tradizionali includenti stimatori: **POLS**, **FE (fixed effect)** e **RE (random effect)**. In relazione a queste prime tre stime va detto che per ognuna delle tabelle considerate, che si distinguono per il fatto che nella **tabella 2a** includiamo le variabili del primo modello, cioè quello di Mion e Naticchioni (2005), ove ritroviamo variabili quali: il potenziale di mercato, la densità e le caratteristiche individuali; nella **tabella 2b** presentiamo le stesse stime con l'aggiunta della variabile atta a misurare l'esistenza del gap produttivo e discendente dalla modifica da noi apportata al modello e infine, nella **tabella 2c** presentiamo le stime fatte adoperando gli stessi strumenti, con le stesse variabili della **tabella 2b** e con l'aggiunta della variabile il cui scopo è quello di verificare l'impatto della specializzazione sui salari. Va detto, considerando tutte e tre le stime, che il test di Breush- Pagan (1980) rigettando l'ipotesi nulla ci porta a preferire il modello random a quello **POLS**, evidenziano l'importanza degli effetti individuali sulla stima. Otteniamo, invece, per il test di Hausman (1978), che consente di discriminare tra due stimatori, di rigettare l'ipotesi H_0 che porta a preferire il modello con **FE** a quello **RE**. In particolare, va

detto che nel test di Hausman gli stimatori, in questo caso **FE** e **RE**, sotto l'ipotesi nulla, di assenza di correlazione tra variabili esplicative e termine di errore, lo stimatore del modello con effetti fissi è consistente, mentre lo stimatore **GLS (RE)** è consistente e asintoticamente efficiente. Al contrario, sotto l'ipotesi alternativa, lo stimatore del modello con effetti fissi continua ad essere consistente, mentre lo stimatore con *random effect* risulta essere inconsistente.

Giungiamo, in tutti e tre i casi, a preferire il modello con *fixed effect*. Analizzando, a questo punto, i risultati notiamo che dalla **tabella 2a**, sempre riferendoci alle prime tre colonne, sia la variabile atta a misurare la densità sia quella relativa al potenziale di mercato risultano presentare segno positivo (atteso) ed essere significative presentando per la densità un valore che si aggira intorno allo 0.7%, quale misura di impatto della densità sui salari. Per quanto concerne la variabile potenziale di mercato notiamo l'elevato valore presente sia nelle stime **POLS** che **RE**, valore che si aggira intorno al 17%. Al contrario, dallo stimatore **FE** otteniamo un risultato, per la stessa variabile, che si attesta intorno al 7% ma che risulta essere non significativo.

Procedendo nell'analisi, e andando a considerare le prime tre colonne di risultati presenti nella **tabella 5b**, che si differenzia dalla **tabella 2a** per l'aggiunta della variabile gap, va detto che: le variabili presentano il segno atteso e contemplato dalla teoria. Ricordando i risultati dei tests potremmo concentrarci direttamente sullo stimatore **FE**, ma verificiamo lo stesso i risultati anche degli altri stimatori. Notiamo, che per la variabile densità viene conservato lo stesso valore e pari allo 0.7% mentre, per la variabile potenziale di mercato, atta a misurare l'impatto della dimensione del mercato sui salari, otteniamo che si aggira intorno al 16% per le stime **RE** e **POLS**, mentre per le stime con **FE** assume un valore negativo ma che continua ad essere non significativo. La variabile atta a misurare il gap produttivo presenta un valore medio intorno al -3% e risulta non significativa sia nella stima **POLS** che in quella con **RE**. La stima con **FE**, stima corroborata dai tests, presenta un valore di incidenza, sui salari, del gap produttivo pari a -7,25%.

Infine, osservando i risultati della **tabella 2c**, ove in più teniamo conto dell'effetto della specializzazione, per 9 rami di attività produttiva (la cui leggenda è posta in appendice), notiamo che in tutte e tre le ipotesi, **POLS**, **FE** e **RE**, il gap produttivo presenta il segno atteso e valori molto ridotti, ed è sempre significativo. Invece, la variabile densità presenta un valore medio pari allo 0.5%. Il potenziale di mercato presenta un'incidenza media pari al 13,7%, ma che si riduce nel momento in cui prendiamo in considerazione la stima con **FE** e risulta essere pari, il suo impatto sul salario, all' 8%. Per quanto concerne l'incidenza della specializzazione, notiamo che vi è un'incidenza molto limitata e un alternarsi dei segni tra i diversi rami di specializzazione. Volendo completare l'analisi per panel tradizionali diamo uno sguardo alle altre variabili introdotte allo scopo di cogliere gli effetti individuali. Notiamo, in entrambe le tabelle, che la variabile relativa all'esperienza (*esp*) è significativamente diverse da zero e presenta segno positivo. L'essere maschi ha una incidenza positiva, con valori che oscillano tra il 9% e l'16%. Infine, considerando le diverse qualifiche, in tutte le stime, risultano essere significative presentando segno negativo soltanto per le qualifiche di operaio e di apprendisti.

Vogliamo concludere quest'esame considerando le stime effettuate con panel spaziali. In particolar modo, terremo conto di stime panel con processo autoregressivo nel termine della variabile dipendente, anche definito come variabile dipendente ritardata spazialmente. Queste stime le definiremo: **PSAR** (modello pooled con variabile dipendente spazialmente ritardata) e **SARTFE** (modello con variabile dipendente ritardata nello spazio con effetti fissi spaziali e temporali).

Invece, per quanto concerne le stime panel con processo autoregressivo spaziale, o panel spaziale con termine di errore ritardato spazialmente, occorre dare le seguenti definizioni: **PSEM** (modello pooled corretto per l'auto-correlazione spaziale) e **SEMTEFE** (modello con auto-correlazione spaziale dell'errore e effetti fissi spaziali e temporali).

Infine, consideriamo delle stime che tengono conto di entrambi gli effetti, quello della dipendente ritardata spazialmente e quello dell'auto-correlazione spaziale nel

termine di errore. Per queste ultime stime la denominazione sarà la seguente: **PSEM2** e **SEMTE2** che sono come **PSEM** e **SEMTE** con l'aggiunta del ritardo spaziale della variabile dipendente.

Di questi stimatori che andiamo ad adoperare ricordiamo che la tecnica statistica di stima non è quella degli **OLS** che ci darebbe, nel caso di inclusione di variabili spaziali, stime distorte e non efficienti a seconda del caso, così come raccontato dalla letteratura (Anselin, 1988), ma adoperiamo lo stimatore di massima verosimiglianza (**ML**)³.

Partiamo tenendo conto degli stimatori che presentano la variabile ritardata spazialmente per tutte e tre le tabelle. Dalla **tabella 2a** verificiamo che le variabili di maggiore rilievo e cioè la densità e il potenziale di mercato risultano essere significative ma notiamo che anche il loro impatto tende a ridursi, almeno per il potenziale di mercato, e ciò è spiegabile dalla possibile omissione della variabile dipendente ritardata spazialmente, che risulta essere fortemente significativa per tutte e due le colonne. Siccome in questo tipo di stime **I'R- quadro** non è una buona misura del fit ricorriamo ad una misura basata sull'approccio della verosimiglianza che nelle nostre tabelle è denominato con l'acronimo **LLIK** (che sta per *log-likelihood*). La logica sottesa alla statistica del LLIK è quella di rendere confrontabile le diverse stime. In pratica, maggiore risulterà essere il valore assunto dal log-likelihood migliore risulterà essere la stima posta in essere.

Nello stesso modo procediamo per le stime presenti nelle **tabelle 2b**, dove in più consideriamo il gap, e **2c**, dove consideriamo anche la specializzazione. Nella **tabella 2b** notiamo che la densità e il potenziale di mercato subiscono una riduzione, mentre il gap risulta essere non significativo e la variabile ritardata spazialmente

³ La presenza della variabile ritardata nello spazio tra i regressori introduce una correlazione tra questa variabile e il termine d'errore, quindi lo stimatore basato sui minimi quadrati ordinari (OLS) sarà distorto e inconsistente indipendentemente dalle proprietà del termine d'errore (Anselin, 1988). Una volta che si rinuncia agli OLS, i metodi di stima possono essere basati sulle variabili strumentali (IV) o sulla massima verosimiglianza (ML). Si è scelto di adoperare il metodo LM date le routine recentemente sviluppate per MATLAB da Elhorst (2003). Inoltre, rifiutiamo di adoperare il metodo IV per gli innumerevoli problemi che comporta, quali: la scelta di strumenti che mostrino una elevata correlazione con la variabile esogena e una bassa correlazione con il termine di errore. Inoltre, il metodo IV può presentare problemi quando il valore stimato del coefficiente della variabile ritardata nello spazio assuma in valore assoluto un valore maggiore di uno. In questa circostanza infatti, il processo nello spazio risulterebbe non convergente. Lo stesso problema non sorge con l'utilizzo del metodo ML perché il coefficiente è sottoposto al vincolo di variare nell'intervallo compreso tra -1 e +1 (Pagnini 2002).

continua ad essere rilevante. Per la **tabella 2c** verificiamo lo stesso andamento per le variabili di maggior importanza visto nelle tabelle precedenti, quali il potenziale di mercato e la densità, mentre il gap oltre a presentare il segno atteso risulta essere sempre significativo. Per quanto concerne la specializzazione, notiamo la sua ridotta incidenza nella determinazione dei salari dei lavoratori dipendenti così come nel lavoro di Mion e Naticchioni (2005).

Volendo analizzare i risultati ottenuti con modelli di tipo **SEM**, per processi di auto-correlazione nel termine di errore, passiamo in rassegna i diversi risultati ottenuti nelle tre tabelle. Verifichiamo immediatamente, oltre alla significatività del parametro che coglie gli effetti di un processo auto-regressivo spaziale nel termine di errore anche le variabili relative alla densità e al potenziale di mercato presentano i segni attesi e risultano essere significative. Per le regressioni effettuate nella **tabella 2b** notiamo, che il gap, oltre a presentare sempre il segno atteso, risulta essere significativo solo nella stima **PSEM**. Infine, la **tabella 2c** presenta risultati simili alle precedenti conservando la significatività, soltanto di alcune, delle variabili atte a cogliere il fenomeno della specializzazione. Anche qui l'effetto del termine di auto-correlazione spaziale risulta essere significativamente diverso da zero, mettendo in evidenza la possibile omissione di variabili esplicative che risultano essere spazialmente dipendenti .

Infine, un'analisi veloce di casi in cui verificiamo la contemporanea presenza sia della variabile dipendente spazialmente ritardata che del processo auto-regressivo nel termine di errore va fatto. In questo caso notiamo una sempre significatività del ritardo spaziale della variabile dipendente e una totale non significatività del processo di auto-correlazione spaziale del termine di errore, confermando quando detto al termine del capoverso precedente. In pratica viene messa in luce la rilevanza del termine della variabile dipendente ritardata spazialmente tra i regressori.

Da questa analisi risulta essere interessante la verifica di una costante significatività delle variabili di maggiore interesse, quali il potenziale di mercato e la densità. La variabile deputata a misurare il gap produttivo risulta essere significativa soltanto

nell'analisi riportata nella **tabella 2c** ove presenta un impatto non trascurabile nella determinazione dei salari.

Come modello di riferimento è preferibile tener conto di quello riportante anche la specializzazione, in quanto con l'ulteriore inserimento di altre variabili atte a cogliere le caratteristiche spaziali (oltre a quelle già colte dalla densità e dal potenziale di mercato) otteniamo una visione più chiara e più realistica del fenomeno oggetto di osservazione. Inoltre, volendo ricorrere al **LLIK**, quale misura della bontà del fit, notiamo che soltanto per le stime effettuate nelle regressioni in **tabella 2c** otteniamo il valore più elevato dalla statistica log-likelihood e in più aggiungiamo, per le riflessioni fatte precedentemente e i risultati raggiunti, che la stima preferibile, in tutti i casi analizzati, è quella ottenuta adoperando come strumenti per l'analisi empirica gli stimatori per dati panel spaziale che tengono conto soltanto del ritardo spaziale nel termine della variabile dipendente (definiti **SAR**).

tabella 2a- stima del modello originale di Mion e Naticchioni (2005) includente soltanto la misura della densità, con l'aggiunta di stime econometriche che tengono conto degli effetti spaziali.

variabili	STIME	STIMATORI PER		STIMATORI PER DATI PANEL SPAZIALI (analisi con <i>spatial lag</i> - <i>spatial error model</i> - <i>spatial error model</i> più il lag spaziale della variabile dipendente)					
	OLS	DATI PANEL		PSAR	SARTFE	PSEM	SEMTFE	PSEM2	SEMTFE2
variabile dipendente: <i>logaritomo dei salari dei lavoratori dipendenti</i>	POLS	FE	RE						
costante	2.5007* (14.1238)		2.5292* (13.8840)	1.8459* (4.2852)		2.7373* (13.4614)		0.6639 (1.4548)	
densità	0.0072* (2.6910)	0.0072* (2.6910)	0.0073* (2.7033)	0.0073* (2.7734)	0.0072* (2.8151)	0.0075* (4.1199)	0.0072* (2.7144)	0.0074* (0.0624)	0.0074* (2.9170)
potenziale di mercato	0.1756* (8.6028)	0.0163 (0.4295)	0.1722* (8.1713)	0.1376* (5.0328)	0.1417* (6.5217)	0.1466* (6.1217)	0.1834* (8.8127)	0.0689** (2.1862)	0.06927** (2.2291)
esp	0.0476* (6.3144)	0.0476* (6.3144)	0.0470* (6.2358)	0.0477* (6.4545)	0.0479* (6.5317)	0.0478* (6.5150)	0.0485* (6.5862)	0.0478* (6.5230)	0.0481* (6.6187)
operai	-0.1959* (-8.3593)	-0.1959* (-8.3593)	-0.1952* (-8.2383)	-0.1956* (-8.5169)	-0.1964* (-8.6227)	-0.1951* (-7.6420)	-0.1993* (-8.3776)	-0.1951* (-8.5556)	-0.1952* (-8.6550)
impiegati	0.2609* (4.9878)	0.2609* (4.9878)	0.2671* (5.0603)	0.2536* (4.9048)	0.2483* (4.8675)	0.2812* (5.2741)	0.2696* (5.1446)	0.2406* (4.7083)	0.2386* (4.7148)
quadri	3.1304* (5.2834)	3.1304* (5.2834)	3.0628* (5.1324)	2.9472* (5.0538)	3.1220* (5.5214)	2.7106* (4.4823)	3.2478* (5.5360)	2.6163* (4.4480)	2.6504* (4.5376)
dirigenti	3.2140* (2.7056)	3.2140* (2.7056)	3.2491* (2.7074)	3.3603* (2.8867)	2.9990* (2.6378)	3.6874* (3.0342)	2.7394** (2.3178)	3.6238* (3.1258)	3.5843* (3.1328)
apprendisti	-0.5652* (-6.3377)	-0.5652* (-6.3377)	-0.5706* (-6.2949)	-0.5824* (-6.6389)	-0.5907* (-6.7779)	-0.5873* (-6.3237)	-0.5953* (-6.4799)	-0.6137* (-7.0170)	-0.6134* (-7.0757)
maschi	0.0964** (2.2847)	0.0964** (2.2847)	0.0960** (2.2545)	0.0983** (2.3755)	0.1033** (2.4986)	0.0873** (2.0307)	0.0954** (2.2188)	0.1019** (2.4825)	0.1041** (2.5427)
spatial lag (ritardo spaziale della variabile dipendente)				0.2340*** (1.7663)	0.2780* (2.9213)			0.6564* (4.3499)	0.6648* (4.9660)
spatial error (ritardo spaziale nel termine di errore)						0.5229* (4.1199)	0.4270* (2.9268)	0.0130 (0.0624)	0.0020 (0.0094)
R-squared	0.6908	0.6223	0.6824	0.6972	0.6974	0.6985	0.6928	0.7018	0.7022
Rbar-squared	0.6853	0.6163	0.6767	0.6912	0.6889	0.6932	0.6848	0.6959	0.6939
LLIK				858.96241	850.83613	858.29944	854.18525	863.34101	863.69577
Breush-Pagan test			270.37*						
Hausman-test		40.8486*							

[* ** ***: significatività al 1%, 5%, 10%.

In parentesi tonda abbiamo la statistica t.

SAR: pooled model with spatially lagged dependent variable, no fixed effect; SARTFE: model with spatially lagged dependent variable and spatial and time period fixed effects; PSEM: pooled model corrected for spatial autocorrelation, including intercept; SEMTFE: model with spatial error autocorrelation and spatial and time period fixed effect; PSEM2 e SEMTFE2 come PSEM e SEMTFE con l'aggiunta dello spatial lag della variabile dipendente.]

Tabella 2b-stima del nostro modello, con l'aggiunta di stime econometriche che tengono conto degli effetti spaziali.

Variabili	STIME	STIMATORI PER		STIMATORI PER DATI PANEL SPAZIALI (analisi con <i>spatial lag - spatial error model-spatial error model</i> più il lag spaziale della variabile dipendente)					
	OLS	DATI PANEL		PSAR	SARTFE	PSEM	SEMTFE	PSEM2	SEMTFE2
variabile dipendente: <i>logaritomo dei salari dei lavoratori dipendenti</i>	POLS	FE	RE						
costante	2.5603* (13.7527)		2.6085* (13.5335)	1.8895* (4.2474)		2.8991* (13.1017)		0.7363 (1.5868)	
densità	0.0071* (2.6450)	0.0078* (2.8532)	0.0071* (2.6527)	0.0071* (2.7299)	0.0071* (2.7740)	0.0074* (2.7554)	0.0071* (2.6825)	0.0073* (2.7983)	0.0073* (2.8637)
potenziale di mercato	0.1672* (7.6153)	-0.0064 (-0.1648)	0.1612* (7.0715)	0.1281* (4.6025)	0.1376* (6.1992)	0.1254* (4.7157)	0.1783* (8.1110)	0.0604*** (1.8529)	0.0602*** (1.8690)
esp	0.0466* (6.1270)	0.0350* (4.7100)	0.0457* (6.0219)	0.0467* (6.2684)	0.0473* (6.3970)	0.0459* (6.2042)	0.0478* (6.4431)	0.0468* (6.3304)	0.0472* (6.4519)
operai	-0.1891* (-7.7606)	-0.1610* (-3.4168)	-0.1868* (-7.5958)	-0.1886* (-7.9122)	-0.1919* (-8.1572)	-0.1829* (-6.8224)	-0.1949* (-7.9293)	-0.1880* (-7.9267)	-0.1889* (-8.0891)
impiegati	0.2632* (5.0270)	0.3068* (4.3089)	0.2699* (5.1124)	0.2557* (4.9420)	0.2493* (4.8851)	0.2885* (5.3951)	0.2712* (5.1733)	0.2437* (4.7650)	0.2394* (4.7360)
quadri	3.1332* (5.2884)	2.2427* (3.6052)	3.0640* (5.1390)	2.9453* (5.0630)	3.1472* (5.5588)	2.5984* (4.2876)	3.2519* (5.5463)	2.6195* (4.4550)	2.6660* (4.5680)
dirigenti	3.0046** (2.4936)	2.9418** (2.3119)	2.9990** (2.4684)	3.1518* (2.6727)	2.8154** (2.4205)	3.5343* (2.9023)	2.5942** (2.1649)	3.4010* (2.8930)	3.3471* (2.8715)
apprendisti	-0.5940* (-6.3590)	-0.7382* (-6.4599)	-0.6052* (-6.3945)	-0.6120* (-6.6822)	-0.6103* (-6.6949)	-0.6359* (-6.5635)	-0.6151* (-6.4177)	-0.6442* (-7.0296)	-0.6424* (-7.0617)
maschi	0.1163** (2.5084)	0.1386* (2.9759)	0.1191* (-7.5958)	0.1186* (2.6126)	0.1169* (2.5769)	0.1151** (2.5057)	0.1077** (2.3287)	0.1225* (2.7174)	0.1237* (2.7481)
gap	-0.0131 (-1.0351)	-0.0725* (-2.6578)	-0.0164 (-1.2614)	-0.0133 (-1.0681)	-0.0087 (-0.7160)	-0.0234*** (-1.7225)	-0.0093 (-0.7188)	-0.0137 (-1.1082)	-0.0125 (-1.0415)
spatial lag (ritardo spaziale della variabile dipendente)				0.2399*** (1.7974)	0.2770* (2.8815)			0.6535* (4.2990)	0.6803* (5.0632)
spatial error (ritardo spaziale nel termine di errore)						0.5610* (4.7212)	0.4370* (3.0346)	0.0229 (0.1110)	-0.0020 (-0.0095)
R-squared	0.6914	0.6275	0.6837	0.6980	0.6980	0.7007	0.6931	0.7025	0.7028
Rbar-squared	0.6853	0.6209	0.6774	0.6914	0.6914	0.6948	0.6846	0.6960	0.6939
LLIK				859.62393	859.62393	859.75974	854.4432	863.95361	864.23758
Breush-Pagan test			264.63*						
Hausman-test		43.6548*							

[*,**,***: significatività al 1%, 5%, 10%.

In parentesi tonda abbiamo la statistica t. SAR: pooled model with spatially lagged dependent variable, no fixed effect; SARTFE: model with spatially lagged dependent variable and spatial and time period fixed effects; PSEM: pooled model corrected for spatial autocorrelation, including intercept; SEMTFE: model with spatial error autocorrelation and spatial and time period fixed effect; PSEM2 e SEMTFE2 come PSEM e SEMTFE con l'aggiunta dello spatial lag della variabile dipendente.]

Tabella 2c-stima del nostro modello con in più il controllo per la specializzazione, con l'aggiunta di stime econometriche che tengono conto degli effetti spaziali.

variabili STIME OLS STIMATORI PER DATI PANEL STIMATORI PER DATI PANEL SPAZIALI (analisi con *spatial lag - spatial error model-spatial error model* più

il lag spaziale della variabile dipendente)

variabile dipendente:logaritomo dei salari dei lavoratori dipendenti	POLS	FE	RE	PSAR	SARTIFE	PSEM	SEMIFE	PSEM2	SEMIFE2
costante	2.4739* (14.0230)		2.4834* (13.7515)	1.7623* (4.1853)		2.8317* (13.2736)		0.9081*** (1.8307)	
densità	0.0055** (2.2374)	0.0049*** (1.9558)	0.0054*** (2.2076)	0.0054** (2.2683)	0.0052** (2.1523)	0.0052** (2.1523)	0.0049** (2.0326)	0.0052** (2.1855)	0.0050** (2.1189)
potenziale di mercato	0.1706* (8.3961)	0.0816** (2.2158)	0.1690* (8.1051)	0.1289* (4.8816)	0.1365* (6.6224)	0.1244* (4.9277)	0.1823* (8.9489)	0.0731** (2.3368)	0.0717** (2.3588)
esp	0.0713* (7.7097)	0.0610* (6.2251)	0.0710* (7.6450)	0.0703* (7.8472)	0.0715* (8.0738)	0.0680* (7.5573)	0.0734* (8.2272)	0.0686* (7.6772)	0.0698* (7.9201)
operai	-0.2295* (-9.1335)	-0.1838* (-4.1674)	-0.2285* (-9.0477)	-0.2273* (-9.3434)	-0.2304* (-9.5368)	-0.2179* (-7.7852)	-0.2321* (-9.1919)	-0.2237* (-9.0136)	-0.2261* (-9.3285)
impiegati	0.1661* (3.1055)	0.2665* (3.9150)	0.1715* (3.1942)	0.1600* (3.0725)	0.1530* (2.9746)	0.1939* (3.5675)	0.1713* (3.2403)	0.1597* (3.0544)	0.1498* (2.9198)
quadri	2.8187* (4.9455)	1.6720* (2.8131)	2.7492* (4.8111)	2.6497* (4.7972)	2.7789* (5.0904)	2.0949* (3.6689)	2.7056* (4.8097)	2.3268* (4.1533)	2.4127* (4.3321)
dirigenti	4.9171* (4.0544)	5.1820* (4.1371)	4.9434* (4.0628)	4.9455* (4.2033)	4.7906* (4.0895)	5.7535* (4.8422)	5.0529* (4.2375)	5.1380* (4.3728)	5.0442* (4.3280)
apprendisti	-0.4317* (-4.9299)	-0.5715* (-5.3981)	-0.4422* (-5.0067)	-0.4478* (-5.2772)	-0.4486* (-5.2926)	-0.4849* (-5.3530)	-0.4711* (-5.2428)	-0.4822* (-5.5628)	-0.4774** (-5.5791)
maschi	0.1625* (2.8603)	0.2580* (4.5499)	0.1690* (2.9787)	0.1747* (3.1721)	0.1773* (3.2246)	0.1951* (3.5947)	0.1856* (3.3698)	0.1998* (3.6384)	0.1999* (3.6462)
gap	-0.0292** (-2.3747)	-0.0443*** (-1.7953)	-0.0304** (-2.4301)	-0.0273** (-2.2697)	-0.0245** (-2.0587)	-0.0347* (-2.7167)	-0.0253** (-2.0215)	-0.0250** (-2.0469)	-0.0235** (-1.9805)
ramo1	-0.0034** (-2.3767)	-0.0028** (-1.9683)	-0.0034** (-2.3447)	-0.0033** (-2.3559)	-0.0032** (-2.3031)	-0.0032** (-2.3466)	-0.0031** (-2.2355)	-0.0031** (-2.2101)	-0.0031** (-2.2052)
ramo2	0.0022 (0.8418)	0.0033 (1.3491)	0.0023 (0.8750)	0.0018 (0.7505)	0.0021 (0.8230)	0.0018 (0.7215)	0.0024 (0.9558)	0.0015 (0.6006)	0.0016 (0.6600)
ramo3	-0.0015 (-0.5061)	-0.0012 (-0.3700)	-0.0015 (-0.4952)	-0.0002 (-0.0643)	-0.0013 (-0.4807)	0.0026 (0.8082)	-0.0019 (-0.6543)	0.0022 (0.7173)	0.0012 (0.4134)
ramo4	-0.0197* (-5.3081)	-0.0222* (-5.7568)	-0.0199* (-5.3580)	-0.0198* (-5.4822)	-0.0193* (-5.3653)	-0.0225* (-6.1720)	-0.0206* (-5.6289)	-0.0207** (-5.7431)	-0.0199* (-5.5741)
ramo5	0.0184** (2.0406)	0.0032 (0.3437)	0.0174*** (1.9294)	0.0154*** (1.7563)	0.0151*** (1.7333)	0.0117 (1.3351)	0.0140 (1.5834)	0.0101 (1.1427)	0.0103 (1.1714)
ramo6	-0.0198** (-2.4588)	-0.0066 (-0.7757)	-0.0187** (-2.3171)	-0.0176** (-2.2484)	-0.0172** (-2.2012)	-0.0124 (-1.5858)	-0.0143*** (-1.8024)	-0.0126 (-1.6084)	-0.0130*** (-1.6627)
ramo7	0.0177* (5.2724)	0.0141* (4.1321)	0.0175* (5.2240)	0.0172* (5.2827)	0.0177* (5.4646)	0.0150* (4.6137)	0.0174* (5.3376)	0.0159* (4.8950)	0.0164* (5.0861)
ramo8	-0.0214** (-2.9019)	-0.0262* (-3.5269)	-0.0221* (-2.9933)	-0.0209* (-2.9176)	-0.0221* (-3.0982)	-0.0228* (-3.2097)	-0.0256* (-3.5631)	-0.0212* (-2.9877)	-0.0216* (-3.0372)
ramo9	-0.0136** (-2.3671)	-0.0097*** (-1.6926)	-0.0134** (-2.3202)	-0.0148* (-2.6398)	-0.0142** (-2.5487)	-0.0140** (-2.5099)	-0.0122** (-2.1686)	-0.0159* (-2.8455)	-0.0157* (-2.8235)
spatial lag (ritardo spaziale della variabile dipendente)				0.2540** (1.9822)	0.2899* (3.2146)			0.5687* (3.6350)	0.6330* (4.8303)
spatial error (ritardo spaziale del termine di errore)						0.6559* (6.7617)	0.5230* (4.1201)	0.2350 (1.3188)	0.1320 (0.6840)
R-squared	0.7557	0.7085	0.7516	0.7617	0.7613	0.7668	0.7591	0.7659	0.7654
Rbar-squared	0.7463	0.6979	0.7420	0.7520	0.7496	0.7578	0.7478	0.7564	0.7539
LLIK				920.54553	909.63229	922.80159	915.98516	925.14697	924.90494
Breush-Pagan test			347.43*						
Hausman-test		54.6271*							

[***, **, * significatività al 1%, 5%, 10%.
 In parentesi tonda abbiamo la statistica t. SAR: pooled model with spatially lagged dependent variable, no fixed effect; SARTIFE: model with spatially lagged dependent variable and spatial and time period fixed effects; PSEM: pooled model corrected for spatial autocorrelation, including intercept; SEMIFE: model with spatial error autocorrelation and spatial and time period fixed effect; PSEM2 e SEMIFE2 come PSEM e SEMIFE con l'aggiunta dello spatial lag della variabile dipendente.]

5.1. Persistenza o non persistenza del processo di auto- correlazione spaziale nel termine di errore?

Calcolando l'indice I di Moran per i residui derivanti dalle stime fatte con stimatori del tipo **SEM** per la sola **tabella 2c** , dove abbiamo controllato per l'effetto di un processo auto- regressivo spaziale nel termine di errore, verificiamo che per le stime definite: **2PSEM** e **2SEM TFE**, ove includiamo anche l'effetto derivante dall'introduzione del ritardo spaziale della variabile dipendente, otteniamo la non persistenza del processo di auto- correlazione spaziale nel termine di errore. Quest'ultima analisi potrebbe risultare superflua dato che le regressioni precedentemente effettuate hanno già confermato quanto appena verificato. Ricordiamo che l'indice I di Moran qualora venisse rigettata l'ipotesi nulla di assenza di un processo di auto- correlazione spaziale ci porterebbe a credere che tale effetto persista. Nel seguito vedremo i valori assunti dall'indice calcolato per le regressioni così come ripartite nella **tabelle 2c**.

Tabella 3- indice I di Moran per la tabella 2c

PSEM						
ANNO	I-MORAN	P-VALUE	E[I]	MEAN	SD	Z
1998	0.0391	0.25	-0.0098	-0.0061	0.0699	0.699571
1999	0.0391	0.239	-0.0098	-0.0099	0.0717	0.682008
2000	0.134	0.016	-0.0098	-0.012	0.0689	2.087083
2001	0.134	0.028	-0.0098	-0.0107	0.0705	2.039716
2002	0.134	0.019	-0.0098	-0.0116	0.0689	2.087083
SEM TFE						
ANNO	I-MORAN	P-VALUE	E[I]	MEAN	SD	Z
1998	0.0366	0.227	-0.0098	-0.0125	0.0689	0.67344
1999	0.0366	0.237	-0.0098	-0.0137	0.0721	0.643551
2000	0.1702	0.007	-0.0098	-0.0156	0.0703	2.560455
2001	0.1702	0.006	-0.0098	-0.0098	0.072	2.5
2002	0.1702	0.008	-0.0098	-0.0119	0.0714	2.521008

PSEM2*

ANNO	I-MORAN	P-VALUE	E[I]	MEAN	SD	Z
1998	0.0252	0.297	-0.0098	-0.0112	0.0728	0.480769
1999	0.0252	0.312	-0.0098	-0.0094	0.0708	0.49435
2000	-0.0293	0.342	-0.0098	-0.0098	0.0471	-0.41401
2001	-0.0293	0.325	-0.0098	-0.0102	0.0483	-0.40373
2002	-0.0293	0.322	-0.0098	-0.0091	0.0464	-0.42026

SEMTE2*

ANNO	I-MORAN	P-VALUE	E[I]	MEAN	SD	Z
1998	0.0252	0.315	-0.0098	-0.0081	0.0709	0.493653
1999	0.0252	0.292	-0.0098	-0.0092	0.0715	0.48951
2000	-0.0104	0.478	-0.0098	-0.0093	0.0492	-0.0122
2001	-0.0104	0.488	-0.0098	-0.0081	0.0472	-0.01271
2002	-0.0104	0.505	-0.0098	-0.0099	0.0459	-0.01307

Nelle prime due tabelle ci capita di rigettare l'ipotesi nulla anche per un livello di significatività del 5%. Le uniche regressioni in cui avviene, in modo totale, la correzione dei residui della dipendenza spaziale sono quelle denominate: **PSEM2** e **SEMTE2** (proprio per l'introduzione tra i regressori della variabile dipendente ritardata nello spazio, che risulta essere la variabile omessa nelle regressioni **PSEM** e **SEMTE** ove l'indice I di Moran risulta essere significativamente diverso da zero: ammettendo, in questo modo, la rilevanza del ritardo spaziale della variabile dipendente tra i regressori).

6. Possibili problemi di endogenità

Nelle stime svolte una delle ipotesi alla base risulta essere quella di debole esogenità rappresentata dalla seguente condizione: $Cov(\varepsilon_{j,s}, X_{j,t})$, dove $X_{j,t}$ rappresenta il vettore di tutte le covariate, e risulta essere uguale a zero $\forall s,t$. Inoltre, come messo in evidenza da Combes, Duranton e Gobillon (2004), alcune caratteristiche locali potrebbero essere endogene ai salari locali. Ad esempio, le province che sperimentano uno shock tecnologico positivo nel periodo t potrebbero attrarre degli emigranti e ciò condurrebbe ad una correlazione positiva tra la densità o/e il potenziale di mercato e il termine dei residui. In

particolare, l'esogenità della scelta della località è violata ogni qualvolta i lavoratori compiono la loro scelta di occupazione sulle basi dei salari attuali al tempo t . Combes, Duranton e Gobillon (2004) mostrano che la distorsione è molto ridotta in un contesto dinamico quando i lavoratori fanno la loro scelta occupazionale sulla base sia dei salari correnti che di quelli futuri. Ciononostante, il problema di endogenità legato alla densità e al potenziale di mercato rimane ancora aperto.

Al fine di effettuare un controllo sulla possibile presenza di endogeneità ricorriamo a delle stime con GMM.

I risultati che otteniamo dalla stima GMM system sono presentati nella **tabella 4**, di seguito riportata. Oltre ad introdurre le variabili ormai consuete andiamo a considerare anziché il ritardo temporale della dipendente quello spaziale al fine di avere un controllo dell'incidenza dei salari dei lavoratori dipendenti delle altre province su quelli di ciascuna provincia. Il test di Hansen (o di sovra-identificazione) è superato in tutti i diversi casi presi in considerazione. In pratica il test di Hansen, che ci consente di verificare la validità degli strumenti, ci porta a non rigettare l'ipotesi nulla secondo la quale non risultano esserci problemi di endogenità: $(H_0 : E(z_j \varepsilon_j) = 0$, dove con z abbiamo indicato gli strumenti che sono rappresentati nel nostro caso dalle variabili ritenute esogene e dal loro ritardo spaziale). Il Wald test, o test di significatività dei parametri, ci suggerisce di rigettare l'ipotesi nulla di non significatività dei parametri. I tests sulla presenza di autocorrelazione di ordine superiore al primo sono superati; né nel caso AR(1) così come in quello AR(2) l'ipotesi nulla è rigettata. I risultati possono ritenersi piuttosto soddisfacenti. Il gap rispetta il segno atteso e risulta essere significativo soltanto nelle regressioni [3.1] e [3.2].

Va notato, al riguardo, che la variabile deputata a cogliere l'effetto del ritardo spaziale della variabile dipendente risulta essere sempre significativamente diversa da zero e presenta sempre segno positivo, quale indice dell'esistenza di una correlazione spaziale positiva.

Tabella 4-GMM system

variabili	STIME EFFETTUATE CON IL METODO <i>GMM-system</i> : ARELLANO-BOND (1991)					
variabile	[1.1]	[1.2]	[2.1]	[2.2]	[3.1]	[3.2]
dipendente: <i>logaritomo dei salari</i>						
costante	-0.3516 (1.0412)	1.2214** (0.5540)	-1.9918** (0.8876)	-0.6147 (0.5032)	-1.1598 (0.8954)	-2.5024* (0.7058)
densità	0.0063* (0.0005)	0.0038* (0.0003)	0.0063* (0.0004)	0.0025* (0.0003)	0.0027* (0.0002)	0.0014* (0.0002)
potenziale di mercato	0.1331* (0.0160)	0.1308* (0.0108)	0.1128* (0.0154)	0.0913* (0.0156)	0.1293* (0.0072)	0.0263** (0.0105)
esp	0.1650* (0.0253)	0.1728* (0.0191)	0.1747* (0.2528)	0.2537* (0.0200)	0.2468* (0.0249)	0.3038* (0.0209)
operai	2.5348** (1.0288)	-0.1477 (0.5640)	4.4003* (0.8656)	0.6230 (0.4709)	3.3084* (0.8677)	2.0268* (0.7625)
impiegati	2.6035** (1.0324)	-0.0600 (0.5626)	4.5435* (0.8759)	0.7955*** (0.4695)	3.5548* (0.8604)	2.0278* (0.7558)
quadri	7.0260* (1.1208)	5.1638* (0.6195)	7.6240* (0.9460)	4.0422* (0.5845)	8.8465* (0.8948)	5.2091* (0.9021)
dirigenti	13.2930* (1.1866)	6.9321* (0.8826)	14.9565* (1.1099)	6.1759* (0.7523)	3.7244* (1.0738)	7.3621* (0.8994)
apprendisti	2.5837** (1.0313)	0.0309 (0.5458)	4.1929* (0.8772)	0.4976 (0.4709)	3.1468* (0.8617)	1.8728** (0.7688)
maschi	0.3366* (0.0444)	0.3501* (0.0335)	0.2230* (0.0450)	0.2805* (0.0320)	0.1230 (0.0079)	0.3333* (0.0085)
gap			-0.0029 (0.0083)	-0.0034 (0.0068)	-0.0896* (0.0079)	-0.0420* (0.0085)
ramo1					0.0093* (0.0011)	0.0022 (0.0013)
ramo2					0.0033 (0.0033)	-0.0007 (0.0034)
ramo3					-0.0007 (0.0011)	0.0071* (0.0010)
ramo4					-0.0131* (0.0026)	-0.0209* (0.0035)
ramo5					0.0451* (0.0031)	0.0085 (0.0057)
ramo6					-0.0538* (0.0067)	0.0055 (0.0063)
ramo7					0.0121* (0.0037)	0.0008 (0.0027)
ramo8					-0.0140** (0.0058)	-0.0076*** (0.0044)
ramo9					-0.0098 (0.0066)	-0.0224* (0.0058)
spatial lag (variabile dipendente ritardata nello spazio)		0.2672* (0.0490)		0.5659* (0.0420)		0.7832* (0.0477)
Wald test	Chi2(12)=1159 9.70 [0.000]	Chi2(13)=1981 9.86 [0.000]	Chi2(13)=2344 4.98 [0.000]	Chi2(14)=1587 6.27 [0.000]	Chi2(20)=8989 69.86 [0.000]	Chi2(21)=8034 7.59 [0.000]
Hansen test	Chi2(80)=86.5 6 [0.289]	Chi2(89)=92.1 9 [0.387]	Chi2(83)=91.8 3 [0.238]	Chi2(88)=88.0 1 [0.480]	Chi2(81)=84.84 2 [0.364]	Chi2(85)=82.9 2 [0.544]
Arellano-Bond test per AR(1) in differenze prime	Z=0.23 [0.818]	Z=-0.92 [0.360]	Z=-0.16 [0.876]	Z=-0.13 [0.900]	Z=-0.90 [0.370]	Z=-0.28 [0.778]
Arellano-Bond test per AR(2) in differenze prime	Z=0.12 [0.903]	Z=0.37 [0.713]	Z=0.45 [0.652]	Z=-0.03 [0.973]	Z=-0.54 [0.591]	Z=1.12 [0.262]

*, **, ***: significatività al 1%, 5%, 10%.

(): includiamo gli standard errors .

[]: includiamo i P-value.

7. Considerazioni conclusive

I recenti sviluppi nel campo della Nuova Geografia Economica hanno accresciuto la comprensione sulle forze *centripete* e *centrifughe* che generano da un lato agglomerazione e dall'altro dispersione delle attività economiche. Da un punto di vista puramente empirico risulta difficile testare il modello centrale della NGE, a causa della presenza di equilibri multipli ma anche per la scarsa presenza di dati necessari a cogliere gli effetti tanto contemplati dalla letteratura specifica.

In questo lavoro seguendo le orme di studiosi che già abbondantemente si sono occupati di evidenza empirica dei modelli teorici della NGE (Mion 2003, Mion e Naticchioni 2005, Brakman et al. 2004) abbiamo proceduto nel proporre un modello di nostra elaborazione, frutto di una modifica del lavoro di Helpman (1998).

In pratica, oltre a considerare la modifica apportata da Mion e Naticchioni (2004), i quali suppongono che la quantità di lavoro per unità di prodotto dipenda positivamente dalla densità delle attività economiche, si è considerato un cambiamento aggiuntivo e cioè quello della possibile esistenza di un differenziale salariale tra i lavoratori del Nord e del Sud dell'Italia. Ciò è reso possibile attraverso l'introduzione nella funzione di produzione, espressa in termini di lavoro, di un gap produttivo (Brakman et al. 2004).

I risultati empirici risultano essere confortanti per certi versi in quanto i segni e la significatività delle variabili più importanti risultano essere confermati. Difatti sia la variabile densità che quella definita potenziale di mercato, il cui scopo è appunto quello di cogliere l'effetto della dimensione dei mercati delle altre province rispetto a ciascuna provincia, risultano confermare la teoria presentando una continua e crescente rilevanza nella determinazione dei salari. La variabile definita gap presenta il segno atteso e risulta il più delle volte significativa mettendo in evidenza la presenza, nonostante tutti gli interventi, di natura politica, posti in essere al fine di eliminare il divario Nord- Sud, di una disparità, almeno nei salari dei lavoratori dipendenti, tra Mezzogiorno e Settentrione dell'Italia.

L'innovazione è rappresentata sicuramente dagli strumenti dell'econometria spaziale, per dati panel, resi disponibili negli ultimi anni e che abbiamo adoperato ottenendo risultati soddisfacenti. Infatti, i panel spaziali adoperati, come pure i test praticati, hanno confermato l'importanza dello spazio nella determinazione dei salari. In riferimento a ciò, possiamo dire che la variabile dipendente ritardata nello spazio esercita sulla variabile dipendente, cioè sui salari dei lavoratori dipendenti, un'influenza positiva. Il coefficiente di questo regressore è statisticamente significativo e assume un valore positivo, ciò significa che le province vicine tendono ad avere salari simili.

In sintesi, possiamo dire che, le stime presentate offrono risultati simili, in termini di segno dei coefficienti, per gli *spillover all'interno* della provincia (che sono catturati dalle variabili *specializzazione* e *densità*) e quelli *tra* province (che sono colti dal *potenziale di mercato* e dalla *variabile dipendente ritardata nello spazio*). Fanno eccezione tra gli spillover interni gli effetti colti dalla *specializzazione*, che presentano segni differenti a seconda del settore preso in esame. Va da sé che l'alternarsi di segni risulta essere dettata dal modo in cui la variabile atta a cogliere l'effetto di specializzazione è stata calcolata. Solitamente, nei lavori empirici si tiene conto di una misura media dell'effetto della specializzazione, il cui effetto risulta essere il più delle volte positivo e trascurabile. Nel nostro caso avendo tenuto conto di una misura disaggregata della specializzazione era ovvio che si andasse in contro ad un'alternanza di segni. Ciò non deve essere motivo di preoccupazione in quanto lo scopo principale di questa variabile è semplicemente quello di fungere da variabile di controllo.

Al contrario, possiamo dire che, la variabile *densità*, produce un effetto positivo nella determinazione dei salari, così come ci si attendeva.

L'effetto degli spillover *tra* province, catturato dal ritardo spaziale della variabile dipendente, indica che le province vicine tendono a mostrare una covarianza positiva tra i salari dei lavoratori dipendenti, che non può essere attribuita semplicemente ad

alcune caratteristiche delle loro strutture produttive e/o all'azione di fattori comuni a gruppi di province confinanti (come verificato dalle regressioni e dai tests eseguiti). Infine, anche i risultati ottenuti con i GMM hanno confermato quanto ci attendevamo mostrando una costante rilevanza positiva delle variabili fondamentali del modello, soprattutto del ritardo spaziale della variabile dipendente.

APPENDICE A

La funzione di produzione, in termine di lavoro, originaria del modello di Krugman (1991) e di Helpman (1998) abbiamo visto essere la seguente:

$$l_j(s) = f + \beta_j c_j(s) \quad (\text{iv.1})$$

Quella modificata da Mion e Naticchioni (2004) è la seguente:

$$l_j(s) = f + L_j^{-\eta} c_j(s) \quad (\text{iv.2})$$

Quella ,invece, proposta da Brakman e altri (2005), includente il gap, risulta essere la seguente:

$$l_j(s) = f + (1 + gap_j) \beta_j c_j(s) \quad (\text{iv.3})$$

Ciò che noi proponiamo è la combinazione di entrambi gli effetti, sia l'effetto densità, il cui segno atteso è positivo, sia l'effetto gap, il cui segno atteso è negativo. In pratica otteniamo una funzione di produzione del seguente tipo:

$$l_j(s) = f + (1 + gap_j) L_j^{-\eta} c_j(s) \quad (\text{iv.4})$$

In cui, secondo la teoria, dovrebbe esserci un effetto di attrito soltanto per la produzione delle imprese presenti nelle province del sud dell'Italia.

Effettuando le dovute sostituzioni, e cioè combinando le equazioni (4.3), (4.7) e (4.9) otteniamo:

$$\frac{(\sigma-1)f}{(1+gap_j)L_j^{-\eta}} = \left[\frac{\sigma-1}{\sigma} * \frac{1}{w_j(1+gap_j)L_j^{-\eta}} \right]^\sigma \left[\mu Y(P_M)^{\sigma-1} \right] \quad (\text{iv.5})$$

Dopo un po' di algebra giungiamo:

$$w_j = \left[\frac{\mu}{(\sigma-1)f} \right]^\frac{1}{\sigma} * \left[\frac{\sigma-1}{\sigma} \right] * \left[\frac{L_j^{-\eta}}{(1+gap_j)} \right]^\frac{(\sigma-1)}{\sigma} * \left[Y(P_M)^{\sigma-1} \right]^\frac{1}{\sigma} \quad (\text{iv.6})$$

Ponendo $k = \left[\frac{\mu}{(\sigma-1)f} \right]^\frac{1}{\sigma} * \left[\frac{\sigma-1}{\sigma} \right]$, dove di solito il termine $\left[\frac{\sigma-1}{\sigma} \right]$ viene posto uguale a ρ , e prendendone il logaritmo naturale otteniamo l'equazione di nostro interesse:

$$\log w_j = \log(k) + \frac{(\sigma-1)}{\sigma} \eta \log(L_j) - \frac{(\sigma-1)}{\sigma} \log(1+gap_j) + \log \left[Y(P_M)^{\sigma-1} \right]^\frac{1}{\sigma} \quad (\text{iv.7})$$

Che possiamo, anche, scrivere nel modo in cui abbiamo riportato l'equazione (4.10) dopo le assunzioni fatte sulla funzione del potenziale di mercato:

$$\ln(w_j) = \ln(k) + \frac{(\sigma-1)}{\sigma} \eta \ln L_j - \frac{(\sigma-1)}{\sigma} \ln(1+gap_j) + \frac{1}{\sigma} \left(\sum Y_k(P_{M,k} v_{j,k})^{\sigma-1} \right)$$

APPENDICE B

Schema di classificazione Ateco81 utilizzato per la variabile *Attività economica*

Ramo ⁴	Classe
Energia, gas e acqua	Industria dell'estrazione e agglomerazione di combustibili solidi Cokerie (comprese quelle annesse a stabilimenti siderurgici) Industria dell'estrazione di petrolio e gas naturali Industria petrolifera Industria della produzione e distribuzione di energia elettrica, gas, vapore e acqua calda Industria della raccolta, depurazione e distribuzione d'acqua
Industrie estrattive, industrie manifatturiere per la trasformazione di minerali non energetici e prodotti derivati; industrie chimiche;	Industria dell'estrazione e preparazione di minerali metalliferi Industria della produzione e prima trasformazione dei metalli Industria dell'estrazione di minerali non metalliferi e non energetici torbiere Industria della lavorazione dei minerali non metalliferi Industrie chimiche Industria della produzione di fibre artificiali e sintetiche
Industrie manifatturiere per la lavorazione e la trasformazione dei metalli; meccanica di precisione	Industria della costruzione di prodotti in metallo (escluse le macchine e i materiali da trasporto); Industria della costruzione e dell'installazione di macchine e di materiale meccanico Industria della costruzione, installazione di impianti e riparazione di macchine per ufficio e per l'elaboraz. dei dati; Industria della costruzione, installazione di impianti e riparazione di materiale elettrico ed elettronico (esclusi gli elaboratori elettronici) Industria della costruzione e montaggio di autoveicoli, carrozzerie, parti ed accessori Industria della costruzione di altri mezzi di trasporto Industria della costruzione di strumenti e di apparecchi di precisione, medico chirurgici, ottici ed affini orologeria
Industrie manifatturiere alimentari, tessili, delle pelli e cuoio, dell'abbigliamento, del legno, mobili e altre industrie manifatturiere	Industrie alimentari di base (escluse le attiv. di trasformazione di prodotti agricoli annesse ad aziende agricole o svolte in forma associata) Industrie dello zucchero, delle bevande, di altri prodotti alimentari e del tabacco (escluse le attiv. di trasformazione di prodotti agricoli annesse ad aziende agricole o svolte in forma associata) Industrie tessili Industrie delle pelli e del cuoio ; Industrie delle calzature, di articoli d'abbigliamento e biancheria per la casa Industrie del legno e del mobile in legno Industria della carta; stampa ed editoria Industria della gomma e dei manufatti di materie plastiche Industrie manifatturiere diverse
Industria delle costruzioni e delle installazioni di impianti per l'edilizia	Edilizia e genio civile

⁴ Nel calcolo delle variabili "specializzazione" teniamo conto dei macrosettori , cioè soltanto dei nove rami di attività e non dei sottorami dei singoli rami di attività.

Commercio, pubblici esercizi e alberghi; riparazioni di beni di consumo e di veicoli	Commercio all'ingrosso (escluso il recupero) Commercio all'ingrosso di materiali vari da recupero Intermediari del commercio (agenti rappresentanti e agenzie di mediazione) Commercio al minuto di prodotti alimentari, di articoli di abbigliamento, di arredamento e per la casa farmacie Commercio al minuto di veicoli, natanti, carburanti, libri ed articoli vari Pubblici esercizi ed esercizi alberghieri Riparazioni di beni di consumo e di veicoli
Trasporti e comunicazioni	Altri Trasporti terrestri Trasporti fluviali, lacuali e lagunari Trasporti marittimi e cabotaggio Trasporti aerei Attività connesse ai trasporti Agenzie di viaggio,intermediari dei trasporti,magazzini di custodia e depositi Comunicazioni
Credito e assicurazioni, servizi prestati alle imprese	Istituti di credito Assicurazione (escluse le assicurazioni sociali obbligatorie) Ausiliari finanziari e delle assicurazioni, affari immobiliari, servizi prestati alle imprese
Servizi pubblici e privati	Servizi d'igiene pubblica ed amministrazione di cimiteri Istruzione Sanità e servizi veterinari Altri servizi sociali Servizi ricreativi ed altri servizi culturali Servizi personali

APPENDICE C

Calcolo di alcune variabili

Per le esternalità di urbanizzazione usiamo la stessa misura adoperata da Ciccone e Hall (1996) e Combes (2002):

$$Dens_{j,t} = \ln \left[\frac{empl_{j,t}}{area_j} \right] \quad (I)$$

Dove $empl_{j,t}$ è pari all'occupazione nella località j al tempo t , mentre $area_j$ è la superficie espressa in chilometri quadrati della località di riferimento.

La proxy che adoperiamo per la componente spazialmente pesata è, invece, basata sul concetto di potenziale di mercato, così come è stato introdotto originariamente da Harris (1954), che fu sviluppata allo scopo di misurare la domanda "potenziale" di beni e servizi prodotti in una località $j=1,2,\dots,\Phi$, e in particolare:

$$MP_{j,t} = \ln \left[\sum_{k \neq j} Y_{k,t} d_{jk}^{-1} \right] \quad (II)$$

Dove $Y_{k,t}$ è un indice della capacità di acquisto della località k (di solito il reddito disponibile) al tempo t , e d_{jk} è la distanza tra due generiche località, j e k . Comparando le equazioni (4.10) e (4.12) è possibile notare che, al di là dell'indice temporale, la (4.12) risulta essere una particolare specificazione del termine pesato spazialmente nella (4.10), dove il reddito disponibile riferito alla località j è omesso, $P_{M,k} = 1 \forall k$, e $v_{j,k}^{\sigma-1} = T(d_{j,k}) = d_{jk}^{-1}$. La scelta di non considerare il reddito disponibile della località j , che risulta essere standard nella letteratura⁵, ci aiuta a mitigare sia i possibili problemi di endogenità sia quelli di multicollinearità con la variabile di densità. Difatti, le province con elevata densità sono di solito caratterizzate da un elevato reddito disponibile. Ciò significa che, se consideriamo nell'indice del potenziale di mercato il reddito disponibile per la località j , allora la correlazione tra la densità e il potenziale di mercato potrebbe essere relativamente elevata conducendo a possibili problemi di multicollinearità. Inoltre, l'uso di una funzione come $v_{j,k}^{\sigma-1} = T(d_{j,k}) = d_{jk}^{-1}$ è giustificato dalla letteratura sull'equazione di gravità e dalla natura commerciale del modello. Esistono in merito delle misure più sofisticate per misurare il potenziale di mercato, ma per il nostro scopo, che non risulta quello di stimare i parametri sottostanti al modello, ma di misurare il peso delle economie di agglomerazione, questo tipo di misura va più che bene.

Nella letteratura urbana esiste, inoltre, un sostanziale interesse per le cosiddette esternalità di localizzazione concernenti i guadagni derivanti dalla concentrazione di una specifica industria in una data località (specializzazione locale). Sia i modelli teorici di Henderson (1974) e Duranton e Puga (2004) e le scoperte empiriche di Glaeser e altri (1992) e Henderson (2003) suggeriscono che le esternalità giocano un ruolo importante nella

⁵ Basta vedere Mion (2004) e Hanson (2005).

produttività e nella crescita locale. Come proxy di queste esternalità usiamo una misura della specializzazione settoriale locale come fa Combes (2000):

$$Spec_{j,s,t} = \ln \left[\frac{empl_{j,s,t} / empl_{j,t}}{empl_{s,t} / empl_t} \right] \quad (III)$$

Dove l'indice di specializzazione per il settore s nella provincia j è definito come il rapporto della quota degli occupati del settore s nella provincia j diviso lo stesso rapporto a livello nazionale.

Infine, ci riferiamo alla misura del gap produttivo del fattore lavoro pari a:

$$gap_j = \ln \left[\frac{PML_{nord}}{PML_j} - 1 \right] \quad (IV)$$

L'assunzione principale che viene fatta da Brakman e altri (2004) è quella di un livello uniforme di PML (prodotto marginale del lavoro) per il Nord Italia e per il Sud Italia: così che per ogni regione j del Nord Italia $PML_j = PML_{nord}$, e per ogni regione del Sud

dell'Italia $PML_j = PML_{sud} = \frac{PML_{nord}}{1 + gap}$ (questa espressione è derivata considerando l'assunzione fatta per la funzione di produzione espressa in termini di lavoro, corrispondente all'equazione (4.5) con la modifica da noi apportata al coefficiente della componente marginale); così da avere un $gap_j = 0$ se la regione si trova nel Nord dell'Italia, e un $gap_j = gap > 0$ se la regione è sita nel Sud dell'Italia.

Il modo in cui procediamo al calcolo dei singoli PML è suggerito dalla teoria; difatti, dato che la produttività del lavoro consiste nel rapporto tra la produzione complessivamente conseguita e la quantità di lavoro a tal fine impiegata, la costruzione dell'indicatore di produttività del lavoro diventa relativamente facile, essendo allo scopo sufficienti i dati sul prodotto e sulla quantità di lavoro impiegata nella produzione. Seguendo Marbach (1991) deduciamo che: <<...Il valore aggiunto potrà essere correttamente utilizzato come misura di output per la valutazione della produttività del lavoro o del capitale>>. Quindi la variabile atta a misurare il nostro PML sarà il valore aggiunto per occupato. Siccome Brakman e altri (2004) suggeriscono a scopo esemplificativo di considerare un livello uniforme del PML per il Nord ed uno per il Sud, adeguandoci agli autori consideriamo un'aggregazione dei singoli PML regionali sia per il sud che per il nord e facendone successivamente il rapporto e poi prendendone il logaritmo. Consideriamo tra le regioni del Nord: Piemonte, Valle d'Aosta, Lombardia, Trentino, Veneto, Friuli, Liguria, Emilia Romagna, Toscana, Umbria, Marche e Lazio (Centro-Nord dell'Italia). Tra le regioni del Sud: Abruzzo, Molise, Campania, Puglia, Basilicata, Calabria, Sicilia e Sardegna (Mezzogiorno d'Italia).

APPENDICE D

sommario statistico delle variabili

Variable	Obs	Mean	Std.dev.	Min	Max
salari	515	4.117441	.0829619	3.933307	4.502985
Wsalari (ritardo spaziale dei salari)	515	4.122945	.0293798	4.0698	4.2037
Potenziale di mercato	515	8.094566	.1351661	7.729	8.4646
esp	515	2.573057	.7061725	-2.327079	3.178386
maschi	515	.6402338	.0698867	.0006082	.8135296
operai	515	.5060618	.2597937	.0004106	.7796091
impiegati	515	.2224685	.1228643	.0001746	.4940553
quadri	515	.012262	.0074731	7.65e-06	.0589506
dirigenti	515	.0048385	.0036425	6.01e-06	.0279641
apprendisti	515	.0565922	.0369229	.0000123	.1478584
spec_1	515	.4662351	2.201834	-8.030421	7.626009
spec_2	515	.0001691	1.2291	-8.718432	7.112779
spec_3	515	-.1685086	1.056688	-7.76045	6.076594
spec_4	515	-.1812977	.9469766	-9.21114	1.139393
spec_5	515	.0671409	.8593902	-8.37833	1.225967
spec_6	515	-.0670934	.7615156	-8.118756	.8596088
spec_7	515	-.193781	1.150063	-7.911094	6.976571
spec_8	515	-.1168537	.4717469	-6.590266	6.574903
spec_9	515	.0204906	.6189008	-7.021707	7.125528
densità	515	4.189487	.8127556	2.495173	6.95062
gap	515	.2097087	.2863682	0	.6

Bibliografia

- Abdel Rahman, H. M., and M. Fujita (1990). Product variety, Marshallian externalities, and city size, *Journal of Regional Science* Vol. 30(2), 165-183.
- Anderson, T.W., and C. Hsiao. 1982. Formulation and estimation of dynamic models using panel data. *Journal of Econometrics*, 18: 47–82.
- Arellano, M., and S. Bond. 1991. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *Review of Economic Studies* 58: 277–97.
- Arellano, M., and O. Bover. 1995. Another look at the instrumental variables estimation of error components models. *Journal of Econometrics* 68: 29–51.
- Anselin, L. (1987) Model validation in spatial econometrics: a review and evaluation of alternative approaches, *International Regional Science Review*.
- Anselin, L. (1988) *Spatial econometrics: methods and models*, Kluwer Academic Publishers, Dordrecht, The Netherlands.
- Anselin, L., and S. Hudak. 1992. Spatial econometrics in practice: A review of software options. *Regional Science and Urban Economics* 22: 509-36
- Anselin, L., Florax, R.J.G.M., Rey, S.J. (2004) *Advances in spatial econometrics: methodology, tools and applications*, Springer-Verlag Berlin Heidelberg.
- Arbia, G. (1993) Recenti sviluppi nella modellistica spaziale, in *Metodi statistici per le analisi territoriali*, a cura di S. Zani, Franco Angeli Editore, pagg. 193-217, Milano.
- Arbia, G. (1996) *Analisi econometrica di dati spaziali*, Università G. D'Annunzio di Chieti, Pescara.
- Atzeni, S., Dettori, B., Usai, S. (2004) L'econometria per le indagini territoriali, CRENOS, Quaderni di Lavoro, 2004/01.
- Baltagi, B. H., and J. M. Griffin. 1997. Pooled estimators vs . their heterogeneous counterparts in the context of dynamic demand for gasoline. *Journal of Econometrics* 77: 303-27.

- Baltagi, B. H., J. M. Griffin, and W. Xiong. 2000. To pool or not to pool: Homogeneous versus heterogeneous estimators applied to cigarette demand. *Review of Economics and Statistics* 82: 117-26.
- Baltagi, B., Seuck, H. S., Won, K. (2003) Testing panel data regression models with spatial error correlation, *Journal of Econometrics*, 117, pp. 123-150.
- Blundell, R., and S. Bond. 1998. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics* 87: 11–143.
- Bond, S. 2002. Dynamic panel data models: A guide to micro data methods and practice. Working Paper 09/02. Institute for Fiscal Studies. London.
- Brakman, Steven, Harry Garretsen, and Marc Schramm. (2000). The Empirical Relevance of the New Economic Geography: Testing for a Spatial Wage Structure in Germany, CESifo Working Paper No. 395, Center for Economic Studies and the Ifo Institute for Economic Research, Munich.
- Brakman, S., Garretsen H., van Marrewijk C. (2001) An introduction to geographical economics: trade, location and growth. Cambridge, U.K.: Cambridge University Press.
- Brakman, Steven, Harry Garretsen, and Marc Schramm. (2002a). “New Economic Geography in Germany: Testing the Helpman-Hanson Model,” HWWA Discussion Paper No. 172, Hamburg Institute of International Economics, Hamburg. Available at <http://www.hwwa.de/hwwa.html>.
- Brakman, Steven 2002b. “The Final Frontier? Border Effects and German Regional Wages,” HWWA Discussion Paper No. 197, Hamburg Institute of International Economics Hamburg. Available at <http://www.hwwa.de/hwwa.html>.
- Brakman, S., Garretsen H., M. Schramm (2004) The spatial distribution of wages: estimating the Helpman- Hanson model for Germany. *Journal of Regional Science*, 44, 437-466.
- Ciccone, A., R. Hall (1996). “Productivity and the Density of Economic Activity”. *American Economic Review* Vol. 86, 54-70.

- Ciccone, A. (2002). "Agglomeration effects in Europe". *European Economic Review* Vol. 46, 213-227.
- Combes, P-P. (1999) Marshall-Arrow-Romer externalities and city growth, CERAS, Working Paper, n.99-06.
- Combes, P-P. (2000) Economic structure and local growth: France, 1984-1993, "Journal of Urban Economics", vol. 47, pp.329-355.
- Combes, P-P, Lafourcade M. (2001) Transport costs decline and regional inequalities: evidence from France. CERAS Working Paper n. 01-01, Centre of Education and Research in Socio-economic Analysis, Paris.
- Combes, P-P. (2003) The dynamics of local employment in France, CEPR, Working Paper, n.3912.
- Combes P.P., G., Duranton, and L., Gobillon (2004). "Spatial wage disparities: Sorting matters!". CEPR discussion paper 4240.
- Combes, P-P, H. G. Overman (2004) The spatial distribution of economic activities in the European Union, in V. Henderson and J-F Thisse (eds.), *The Handbook of Regional and Urban Economics*, vol. 4. Amsterdam: North Holland.
- Darmofal, D. (2006) Spatial econometrics and political science, Annual Meeting of the Southern Political Science Association, Atlanta, GA, January 5-7, 2006.
- Davis, D. (1998) The home market, trade and industrial structure. *American Economic Review*, December, vol. 88, 1264-1276.
- Davis, D., D. Weinstein (1996) Does economic geography matter for international specialisation? NBER Working Paper, n. 5706.
- Di Addario, S., and E., Patacchini (2005). "Is There an Urban Wage Premium in Italy?". Bank of Italy, mimeo
- Dixit, A. K. e Stiglitz, J. E. (1977) Monopolistic competition and optimum product diversity. *The American Economic Review*, 67, 297-308.

Dumais, G., G. Ellison, E. L. Glaeser (1997) Geographic concentration as a dynamic process. NBER Working Paper, n. 6270.

Duranton, G. e Puga, D. (2000) Nursery cities: urban diversità, process innovation, and the life-cycle of products, dattiloscritto.

Duranton G., and D., Puga (2004). Microfoundations of urban agglomeration economies. Handbook of Regional and Urban Economics, Vol.4., J.V. Henderson and J.-F. Thisse (eds.),Elsevier- North Holland, Amsterdam.

Fingleton, B. (2001) Theoretical economic geography and spatial econometrics: dynamic perspectives, Journal of Economic Geography, vol. 1, n.2, pp.201-225.

Green, W. H. (2003) Econometric analysis, 5th edition upper Saddle River, NJ: Prentice Hall.

Elhorst, J.P.(2003) Unconditional Maximum Likelihood Estimation of Linear and Log-Linear Dynamic Models for Spatial Panels, Geographical Analysis

Elhorst, J. P. (2003) Specification and estimation of spatial panel data models, International Regional Science Review

Ellison, G., E. G. Glaeser (1999) The geographic concentration of industry: does natural advantage explain agglomeration? American Economic Review- Papers and Proceedings, may, 311-316.

Fujita, M., Krugman, P. e Venables, T. (1999) The Spatial Economy: Cities, Regions and International Trade . MIT Press, Cambridge, London.

Glaeser, E.L., H., Kallal, J., Sheinkman, and A., Shleifer (1992). "Growth in Cities". Journal of Political Economy Vol. 100, 1126-1152.

Glaeser, E.L., and D.C., Mare (2001). "Cities and Skills" Journal of Labor Economics Vol. 19(2) 316-342.

Hanson, G. (1997) Increasing returns, trade and the regional structure of wages. Economic Journal, 107, 113-133.

Hanson, G. (1998) Market potential, increasing returns, and geographic concentration. NBER Working Paper, n. 6429.

- Harris, C. D (1954) The market as a factor in the localization of industry in the United States. *Annals of the Association of American Geographers* 44: 315-348.
- Helpman, E. (1998) The size of regions, in Pines, D., Sadka, E. e Zilcha, I. (eds.) *Topics in Public Economics*, Cambridge university Press, New York, 33-54.
- Henderson, J. V. (1999) Marshall's scale economies, NBER, Working Paper, n.7538.
- Huckfeldt, Robert. 1986. *Politics in Context: Assimilation and Conflict in Urban Neighborhoods*. New York: Agathon Press.
- Kelejian, H. H., and I. R. Prucha. 1999. A generalized moments estimator for the autoregressive parameter in a spatial model. *International Economic Review* 40: 509-33.
- Lee, L.-F. 2001a. Asymptotic distributions of quasi-maximum likelihood estimators for spatial econometric models: I. Spatial autoregressive processes. Ohio State University.
- Lee, L.-F- 2001b. Asymptotic distributions of quasi-maximum likelihood estimators for spatial econometric models: II. Mixed regressive, spatial autoregressive processes. Ohio State University.
- LeSage, J. (1999) *The Theory and Practice of Spatial Econometrics, Manuale per L'uso degli strumenti dell'Econometria Spaziale con MATLAB*, <http://www.spatial-econometrics.com/html/sbook.pdf>
- Marbach, G. (1991) *Statistica economica*, Utet libreria, Torino.
- Marshall, Alfred. "Principles of Economics". 1890. London: Macmillan.
- Mion, G. (2004) Spatial externalities and empirical analysis: the case of Italy. *Journal of Urban Economics*, 56, 97-118.
- Mion, G., Naticchioni, P. (2005) Urbanization externalities, market potential and spatial sorting of skills and firms, CEPR, Discussion Paper Series, n. 5172, august 2005.
- Moran, P. A. P. (1950) The interpretation of statistical maps, *Journal of the Royal Statistical Society*, B, 10, pp.243-51.
- Ord, J. K. (1975) Estimation methods for models of spatial interaction, *Journal of the American Statistical Association*, 70, pp. 120-6.

Pagnini, M. (2002) Spillover geografici e dinamica dell'occupazione nell'industria italiana. Banca d'Italia.

Roodman, D. (2006) How to do xtabond2: an introduction to “difference” and “system” GMM in STATA, Centre for Global Development, Working Paper n. 103, December 2006.

Roos, M. (2001) Wages and market potential in Germany. *Jahrbuch fur Regionalwissenschaft*, 21, 171-195.

Vasquez, John A. 1995. “Why Do Neighbors Fight? Proximity, Interaction, or Territoriality.” *Journal of Peace Research* 32(3): 277-293.

Verbeek, M. (2000) A guide to modern econometrics, John Wiley & Sons, LTD, England.

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 agroalimentare 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?