XXVII CONFERENZA ITALIANA DI SCIENZE REGIONALI

IDENTIFICAZIONE DEGLI EFFETTI SPAZIALI DELLE POLITICHE DI AIUTO ALLE IMPRESE. IL CASO DEL MEZZOGIORNO

Marusca De Castris[1], Guido Pellegrini[2]

[1]Dipartimento di Istituzioni Pubbliche, Economia e Società, Università degli Studi di Roma "Roma Tre",
Via G. Chiabrera, 199 – 00145 Roma, e-mail: m.decastris@uniroma3.it
[2]Università degli Studi di Bologna, Dipartimento di Scienze Statistiche
Via Belle Arti, 41 - 40126 Bologna , guido.pellegrini@unibo.it

SOMMARIO

Un nostro studio recente (De Castris e Pellegrini, 2005) suggerisce come esistano effetti spaziali delle politiche di incentivo, che invece vengono trascurati in letteratura. In questo lavoro si vuole identificare e stimare la presenza di effetti di spill-over, positivi o negativi, generati da imprese incentivate, separandoli da effetti analoghi esistenti tra sistemi locali. La strategia di identificazione si è basata sull'analisi di due tipi di effetti: effetti di diffusione, che ipotizzano come il legame spaziale esistenti tra sistemi incentivati e aree contigue sia diverso tra quello esistente a sua volta tra aree non incentivate e aree contigue; effetti di ricezione, che presuppongono come il legame spaziale tra un'area e le sue adiacenti sia diverso, a seconda del peso che gli incentivi hanno nelle economie adiacenti. Tali effetti sono stati stimati con un modello econometrico, che ha incorporato tali effetti sia singolarmente che uniti. I risultati segnalano innanzitutto come tali effetti siano al limite della significatività statistica. Questo, a nostro parere, dipende da vari fattori che vengono esplorati nell'analisi. L'effetto di diffusione risulta positivo, ovvero gli incentivi non solo sostengono la crescita in termini di addetti delle aree dove le imprese incentivate sono localizzate, ma anche delle aree contigue. L'effetto di ricezione è invece generalmente negativo: le aree con incentivi possono attrarre imprese e *skills* dalle aree vicine.

1. INTRODUZIONE

La letteratura sulla valutazione delle politiche di incentivazione agli investimenti delle imprese segnala come queste in molti casi influenzino positivamente l'accumulazione di capitale e il prodotto, mentre gli effetti sull'occupazione rimangono più incerti. L'analisi rivolta agli effetti tra imprese nello spazio degli incentivi è invece trascurata, sia nella letteratura nazionale che in quella internazionale. In generale, gli studi degli effetti macro degli incentivi, ovvero su aree più o meno estese, non considerano la possibile presenza di *spill-over* spaziali degli incentivi. Un nostro lavoro recente (De Castris e Pellegrini, 2005) mostra invece come esistano effetti spaziali delle politiche di incentivo, anche se spesso non sono di elevata entità. La presenza di effetti spaziali tra imprese influenza la valutazione di politiche di aiuto in due direzioni: da un lato, ci possono essere effetti di correlazione spaziale tra variabili non osservabili che influenzano la stima corretta dell'impatto delle politiche. Ad esempio, se la crescita appare in un periodo particolarmente elevata intorno a dei poli di sviluppo, e se le imprese incentivate si vanno a collocare principalmente intorno a questi poli, esiste il rischio che si venga ad attribuire agli incentivi un effetto di crescita che invece dovrebbe essere correttamente imputato alle dinamiche di sviluppo del territorio; dall'altra, ci può essere una diffusione spaziale degli effetti delle politiche, che non si limitano alle aree dove si localizzano le imprese incentivate ma si diffondono anche nelle aree adiacenti. In quest'ultimo caso l'azione spaziale delle politiche può essere sia positiva che negativa: positiva, se gli effetti addizionali di crescita sul mercato locale del lavoro e del prodotto si riverberano su aree geograficamente adiacenti; negativa, se producono effetti di "spiazzamento" rispetto a imprese concorrenti oppure se si creano tensioni (di prezzo) sui mercati vicini. Lo studio e la determinazione empirica di tali impatti risulta complessa. Esiste, infatti, un problema notevole di identificazione degli effetti spaziali delle politiche rispetto agli effetti di dipendenza spaziale tra variabili che si sarebbero realizzati anche in assenza di politiche.

Lo studio propone una metodologia di identificazione che si basa sull'uso di modelli econometrici di tipo spaziale (per la determinazione degli spill-over spaziali anche in assenza di politiche) nei quali vengono inseriti variabili rappresentative delle politiche di sussidio, anch'esse con una parametrizzazione che tiene conto della presenza di effetti spaziali. L'assunzione di base è che la variazione della correlazione spaziale tra aree nel periodo prima e dopo l'applicazione delle politiche, condizionando ad un insieme di covariate, possa essere imputata alle politiche stesse. Nello studio viene presentata un'applicazione empirica del modello alla principale politiche di aiuto alle imprese in Italia nell'ultimo decennio, ovvero la

L. 488/92. Gli effetti spaziali degli incentivi vengono considerati sia riguardo all'impatto esercitato da un area incentivata verso quelle limitrofe (effetto di diffusione), sia dall'impatto ricevuto da un'area limitrofa ad altre incentivate (effetto di ricezione). La presenza di una correlazione spaziale degli incentivi viene sottoposta a verifica empirica utilizzando l'indice I di Moran, scomposto per isolare gli effetti di autocorrelazione per le aree incentivate. L'analisi viene basata sulla griglia dei Sistemi Locali del lavoro, che risulta sufficientemente fina per cogliere gli *spill-over* spaziali per le regioni del Mezzogiorno. Quale periodo di azione degli incentivi viene considerato il quinquennio 1996-2001.

Il lavoro risulta così articolato: nel par. 2 sono brevemente presentati i presupposti teorici e le procedure adottate per l'identificazione degli effetti di *spill-over* degli incentivi; il par. 3 riporta una breve descrizione dei dati e degli indicatori utilizzati; il par. 4 presenta l'analisi di autocorrelazione spaziale propedeutica alla verifica del modello di identificazione degli *spill-over*; il par. 5 descrive il modello utilizzato per la stima degli effetti di spill-over, il par. 6 riporta i risultati di stima del modello ottenuti usando differenti stimatori. Alcune considerazioni di sintesi concludono il lavoro.

2. L'IDENTIFICAZIONE DEGLI EFFETTI DI SPILL-OVER DEGLI INCENTIVI

Sono ancora relativamente rari i lavori che hanno lo scopo di identificare gli effetti di politiche di incentivazione in aree circoscritte. Un numero non trascurabile di studi, favorito dalla presenza di dati, riguardanti la stima degli effetti dei cosiddetti *Enterprise Zone Priograms*, cioè programmi di aiuto ad imprese localizzate in aree territoriali svantaggiate dal punto di vista socio-economico negli Stati Uniti (ad. es. Bondonio, 1998, 2000; Bondonio, Engberg, 1999; Boarnet, Bogart, 1996; Brintnall, Green, 1988; Dowall, 1996; Erickson, Friedman, 1990a, 1990b, Papke, 1994; Talbot, 1988). In Italia gli studi recenti riguardano principalmente i lavori di Bondonio (es. Bondonio, 2004), relativi all'impatto territoriale di vari tipi di incentivi in aree Ob. 2, e quello di De Castris-Pellegrini (2005) che considerano invece gli effetti territoriali di diversi tipi di intervento (L. 488/92 e Contratti di programma). Bondonio conclude segnalando la presenza di scarsi effetti territoriali degli incentivi . Al contrario, lo studio del MAP (2000) indica effetti della L. 488/92 elevati anche per provincia. De Castris e Pellegrini (2005) si collocano in una posizione intermedia, mostrando la presenza di effetti positivi, significativi ma di entità moderata. Tutti questi studi hanno usato stimatori basati principalmente su quello *difference-in-differences*. Solo lo studio di De Castris e Pellegrini (2005), d'altronde, considera la presenza di effetti spaziali degli incentivi, che risultano però deboli.

- La generazione di esternalità spaziali è alla base dell'offerta di incentivi: uno dei motivi, se non il principale, per cui vengono offerti incentivi alla localizzazione (e alla formazione di capitale privato) in certe aree è che gli stessi generano esternalità locali. Una razionalizzazione

dei motivi per cui vi è un'offerta di incentivi di localizzazione è presentata in un recente lavoro di Glaeser (2001) che individua:

- esternalità legate alla domanda di beni e all'offerta di servizi;
- esternalità di aggregazione; esternalità dovute alla produzione di reddito, che a sua volta genera redditi pubblici tramite un'appropriazione *ex post* dovuta alla presenza di tasse locali;
- attrazione di imprese legata all'eterogeneità della domanda per differenti localizzazioni: alcune (grandi) imprese hanno una domanda più bassa per certe localizzazioni, che quindi richiede costi (ovvero tasse) a loro volta minori (e quindi incentivi);
- "cattura" da parte dell'impresa dell'amministrazione pubblica.

Da questa breve analisi risulta evidente come gli incentivi generano esternalità e quindi spill-over che possono essere empiricamente rilevati come correlazione spaziale positiva nelle aree dove agiscono gli incentivi. Inoltre, come viene di seguito segnalato, la stessa localizzazione delle imprese che ricevono incentivi mostra una evidente correlazione spaziale. Questi spill-over positivi si incrociano, d'altronde, con gli spill-over negativi evidenziati dalle teorie del cosiddetto "spiazzamento": gli incentivi possono infatti distorcere l'allocazione spaziale ottimale delle imprese, che possono concentrarsi in certe aree e quindi non localizzarsi (o localizzarsi in misura minore) in altre. Inoltre la presenza di imprese incentivate, che spesso presentano un migliore capitale tecnologico e maggiore produttività, può scoraggiare imprese simili dal localizzarsi in aree limitrofe. Questo effetto può essere amplificato dall'impatto derivante dalla maggiore domanda di lavoro nel mercato locale.

L'effetto netto è quindi teoricamente incerto, sebbene l'analisi empirica della distribuzione spaziale degli incentivi porta a suggerire un effetto complessivamente positivo.

La misurazione empirica degli effetti di spill-over degli incentivi deve affrontare il problema di determinare tali effetti separandoli da quelli generati dall'attrazione spaziale tra aree indipendente dagli incentivi stessi. Vi è quindi un problema di identificazione spaziale degli incentivi, i quali quindi non possono essere misurati direttamente. In letteratura non conosciamo esempi di tale processo di identificazione. Tali effetti di spill-over degli incentivi possono essere differenziati in due categorie:

a. effetti di ricezione: un'area (agevolata o non agevolata) risente degli effetti derivanti dalla contiguità con un'area incentivata, cosicché l'attrazione spaziale può essere diversa da quella media;
b. effetti di diffusione: un'area agevolata esercita effetti sulle aree adiacenti (agevolate o non agevolate) , cosicché l'attrazione spaziale può essere diversa da quella media.

L'approccio proposto in questo lavoro si basa sulla seguente tecnica di identificazione:

1. si valuta la presenza di attrazione spaziale o di spill-over spaziali, misurata tramite la correlazione spaziale media di una variabile output, condizionando per una serie di covariate esplicative ed esogene. Nei fatti si considera il coefficiente di regressione tra tale variabile e la stessa spazialmente ritardata, all'interno di un modello di regressione con altre covariate, che considera anche la presenza o assenza di incentivazione;
2. si verifica se, in media, gli effetti di spill-over con aree dove vi sono stati investimenti agevolati siano significativamente diversi dagli effetti medi complessivi (effetti di ricezione). L'ipotesi è che gli effetti siano proporzionali al peso (in termini di addetti) delle aree incentivate sul totale di quelle adiacenti. Si vuole quindi analizzare se il coefficiente di correlazione spaziale cambi tenendo conto di quante aree limitrofe siano incentivate;
3. si verifica se gli effetti di spill-over tra aree agevolate e aree limitrofe sono diversi da quelli medi (effetti di diffusione). L'ipotesi è che il coefficiente di correlazione spaziale sia diverso se considerato per le aree agevolate o quelle non agevolate.

3. I DATI UTILIZZATI

L'impostazione dell'analisi, ad un livello territoriale fine, ha reso necessaria la costruzione di un set di dati omogenei da più fonti. Le fonti statistiche utilizzate sono sia archivi statistici, con informazione prodotta dall'Istat, sia archivi contenenti informazioni di fonte amministrative. Le fonti statistiche sono state le seguenti:

- Istat, serie storica 1996-02 dell'occupazione interna e del valore aggiunto nei settori agricoltura, industria e servizi, a livello territoriale degli SLL;
- Istat, dati omogenei dei Censimenti Industria e Servizi per gli anni 1991, 1996, 2001 relativi agli addetti per unità locale, nei sistemi locali del lavoro, per i settori agricoltura, industria e servizi;
- Istat, dati del Censimento della Popolazione e delle Abitazioni, 2001;
- Istat, serie storica (stime) 1998-02 degli occupati residenti e delle persone in cerca di occupazione, a livello territoriale degli SLL;
- Istat, stime degli occupati residenti e delle persone in cerca di occupazione, a livello territoriale degli SLL, anno 1996.

Informazioni di fonte amministrativa sono state ricavate dall'Archivio dei progetti realizzati secondo la legge L. 488/92, contiene informazioni sui nuovi occupati effettivi, sulla base dei rapporti delle banche concessionarie, al livello territoriale degli SLL . Tale archivio è custodito presso il Ministero dello Sviluppo economico (ex Ministero delle Attività Produttive).

Come variabile di *outcome* viene utilizzata la variazione degli addetti nel periodo 1996-2001, che permette di prescindere dalla dimensione degli SLL, che risulta molto variabile. Come variabile di intervento è utilizzata la quota di nuovi addetti creati dagli investimenti agevolati dalla L. 488/92 (la più importante legge di incentivazione in Italia nel periodo considerato) rispetto al totale degli addetti al 1996. L'analisi è limitata ai SLL del Mezzogiorno, in quanto tutti ammissibili all'intervento della L. 488/92. Dei 365 SLL del Mezzogiorno 332 risultano incentivati, anche se in minima quantità, e i rimanenti 33 non incentivati.

La metodologia di valutazione degli effetti degli incentivi sul territorio si è basata, come usuale in questa letteratura, sulla costruzione di uno scenario controfattuale. Lo scarso numero di SLL senza intervento (in particolare senza l'azione della L. 488/92) ha impedito d'altronde l'uso di uno schema classico, dove il controfattuale sarebbe costruito sulla base del comportamento degli SLL non agevolati. Il semplice flag di intervento o non intervento utilizzato in genere in letteratura non è apparso in questo caso sufficiente, sia per il ridotto numero di SLL senza agevolazioni, sia perché la quantità di interventi variava notevolmente tra gli SLL. Si è scelto quindi di inserire il numero di occupati attivati dall'intervento, che dipende dall'ampiezza dell'intervento effettuato, ipotizzando una relazione lineare tra numero di occupati attivati direttamente e effetti di sostituzione o di complementarietà sul territorio. D'altronde è risultato necessario normalizzare il numero di occupati attivati direttamente, in modo da prescindere da effetti dimensionali. Si è quindi optato per normalizzare gli occupati attivati sulla base dell'occupazione totale nel SLL pre intervento (1996). Questo ha il vantaggio di rendere agevole l'interpretazione del coefficiente della variabile di intervento, che indicherebbe il numero di occupati incrementali nel SLL dato un aumento unitario nel numero di occupati direttamente attivati dall'agevolazione. Applicando tale modello per il Mezzogiorno, si rileva non solo il numero ridotto di sistemi senza incentivazione (33 su 365), ma anche l'elevata presenza di sistemi con un ammontare molto ridotto di incentivazione (e quindi di addetti addizionali imputabile all'intervento). Questo potrebbe amplificare i problemi di identificazione degli effetti spaziali degli incentivi. Si è quindi creata un'ulteriore variabile relativa ai sistemi agevolati, considerando tali solo quelli per cui la quota di addetti agevolati sul totale risultasse superiore o uguale all'1 per cento.

La specificazione del modello base (per la costruzione dello scenario controfattuale) è per molti versi simile, come struttura di identificazione, a quella utilizzata in De Castris e Pellegrini (2005). Le covariate introdotte per cogliere aspetti congiunturali sono la ritardata della variabile dipendente (variazione degli addetti nel periodo 1991-1996) e il tasso di variazione del valore aggiunto nei servizi[1]; quelle che colgono gli aspetti strutturali sono la

[1] Una variabile analoga è stata utilizzata in Bondonio (2004).

quota di valore aggiunto nei servizi nel periodo base (1996) e il tasso di disoccupazione sempre al tempo base.

Per quanto riguarda la matrice delle distanze da utilizzare nell'analisi spaziale, si è optato per definire la matrice W delle adiacenze, per semplicità binaria. La presenza di adiacenze è valutata rispetto alla distanza massima tra centroidi nel Mezzogiorno, pari a 39 km.

4. LA CORRELAZIONE SPAZIALE DEGLI ADDETTI E DEGLI INCENTIVI

L'analisi della correlazione spaziale si propone di verificare se ed in che misura sussistano interazioni spaziali in forza delle quali si esplicitino, reciprocamente, influenze sul quadro fenomenico delle partizioni territoriali (regioni, province, comuni, fogli di mappa catastali, sistemi locali del lavoro, ecc.). Lo studio di tali fenomeni assume un ruolo rilevante nelle analisi territoriali in quanto da esse discendono condizionamenti sulle connotazioni che contrassegnano l'identità dell'area e sui flussi che intercorrono con gli altri contesti areali.

Uno strumento di misurazione degli effetti delle interazioni viene proposto con gli indici di autocorrelazione spaziale; in sostanza tali indici si propongono di concorrere a misurare le influenze reciproche tra manifestazioni del fenomeno in spazi diversi nel tentativo di acquisire informazioni sull'intensità dei reciproci condizionamenti tra le diverse aree. Si tratta, quindi, di valutare se e come una variabile economica (X) osservata in due aree (generalmente contigue in termini geografici) possa assumere valori simili o dissimili con una certa puntualità. Uno degli indici maggiormente usati per la misurazione dell'intensità dei reciproci condizionamenti è l'indice di Moran, dato dalla seguente espressione:

$$I_m = \frac{n\sum_i \sum_j w_{ij}\left(x_i - \bar{x}\right)\cdot\left(x_j - \bar{x}\right)}{\left(\sum_i \sum_j w_{ij}\right)\sum_i \left(x_i - \bar{x}\right)^2} \qquad (1)$$

dove: n è il numero delle osservazioni; w_{ij} (*binary weight*) è il singolo elemento della matrice simmetrica $[w_{ij}]$ a traccia nulla ($w_{ii} = 0$) e può assumere valore 1 se l'area i e l'area j sono contigue, il valore 0 in caso contrario; i valori x_i sono le determinazioni della variabile X.

L'indice può assumere segno negativo, ed evidenziare quindi una autocorrelazione negativa, nel caso in cui le coppie di scarti dalla media delle unità territoriali (aree) contigue aventi

segno diverso risultino prevalenti rispetto a quelle aventi lo stesso segno, e segno positivo nel caso in cui risultino prevalenti le coppie con lo stesso segno.

L'analisi della correlazione spaziale tramite l'indice di Moran per le regioni del Mezzogiorno viene riportata nella tab. 1. In primo luogo si evidenzia la presenza di correlazione spaziale nella distribuzione geografica degli addetti e della loro crescita sul territorio. Inoltre esiste una correlazione spaziale positiva degli occupati generati dalla l. 488/92 che è significativa, e maggiore di quella degli addetti. Questo può significare che il grado di aggregazione nello spazio degli occupati l. 488/92 è maggiore rispetto a quello spontaneo. In effetti, se si analizza, sempre con l'indice di Moran, il rapporto tra nuovi occupati generati dalla L. 488/92 e occupati totali, si osserva come lo stesso mostra una correlazione spaziale significativa e ancora maggiore. Questa aggregazione è quindi specifica dello strumento e potrebbe individuare effetti di *spill-over* tra SLL contigui.[2]

Tabella 1 - Correlazione spaziale globale (indice I di Moran per SLL)

Variabile	***I di MORAN***	***Test z – (normale)***
Addetti 1991	0,043	2,14
Addetti 1996	0,045	2,25
Addetti 2001	0,05	2,44
Var. Addetti 1996-01	0,142	6,72
Var. Addetti 1991-96	0,047	2,32
Presenza di SLL agevolati	0,044	2,18
Nuovi occupati L.488/92	0,085	4,07
Quota nuovi occupati L.488/92 su addetti 1996	0,297	13,95
Addetti 1996:solo con agevolati	0,047	-
Addetti 2001: solo con agevolati	0,051	-
Var. addetti 1996-01:solo con agevolati	0,146	-

Anselin (1995) dimostra che il coefficiente di autocorrelazione globale di Moran può essere decomposto in valori locali, al livello territoriale prescelto per la variabile oggetto di studio. L'espressione analitica, come riportato da Anselin (1995), dell'indice di Moran locale per un fissato punto *i* è definito dalla seguente espressione:

[2] L'indice di Moran è infatti calcolato sulla base di una matrice delle contiguità.

(2) $$I_i = \frac{(x_i - \bar{x})}{S^2} \sum_{j=1}^{N} w_{ij}(d)(x_j - \bar{x}), \qquad j \neq i$$

dove: x_i è il valore assunto dalla variabile X, $\bar{x}$ è la media aritmetica di tutte le osservazioni della variabile X, n è il numero delle osservazioni e N è il numero di osservazioni che cadono nell'area di contiguità di *i*; w_{ij} è il singolo elemento della matrice simmetrica di contiguità $[w_{ij}]$ che assume valore 1 quando l'area *j* cade in un'area ad una definita distanza *d* dall'area esaminata *i*, mentre tutti gli altri elementi sono nulli, inclusi quelli che legano ogni area a se stessa, e S^2, introdotto per standardizzare le osservazioni, è espresso da:

(3) $$S^2 = \frac{\sum_{j=1}^{N} x_j^2}{N-1} - \bar{x}^2$$

Il valore I_i per una data area *i* rappresenta soltanto l'associazione tra l'i-esima area *i* ed i valori di *j* appartenenti alle aree contigue individuate sulla base delle distanze (nella nostra analisi calcolate come distanze tra i centroidi delle aree considerate).

Dato che la somma degli I_i, al netto di un fattore di proporzionalità restituisce l'indice globale di Moran, è possibile decomporre lo stesso come somma ponderata di due componenti, la prima legata alla presenza di autocorrelazione locale per gli SLL con imprese agevolate, la seconda per gli SLL non agevolati:

(4) $$I = I_{i \in a} + I_{i \in, na}$$

con

(5) $$I_{i \in a} = \frac{(x_{i \in a} - \bar{x})}{S_{i \in a}^{\ 2}} \sum_{j=1}^{N} w_{i \in a, j}(d)(x_j - \bar{x})$$

dove *a* è l'insieme dei SLL agevolati. Analoga è la derivazione di $I_{i \in, na}$ .Nelle ultime righe della Tav. 1 vengono riportati i risultati di stima di $I_{i \in a}$ per gli addetti e la loro variazione. Si osserva un valore superiore a quello medio,segnalando anche in questo caso la possibile presenza di spill-over specifici legati agli incentivi.

5. LA DESCRIZIONE DEL MODELLO

Il modello base secondo le linee di identificazione descritte nel secondo paragrafo è stato specificato come segue:

(6) $$\Delta(ln\ OT)_t = \alpha + \beta\Delta(ln\ OT)_{t-1} + \gamma X_{t-1} + \delta\ (intervento_t/OT_{t-1}) + \varepsilon_t$$

dove OT è un vettore Nx1 di osservazioni della variabile dipendente addetti totali per SLL (N=365), X è una matrice Nx k di covariate esogene calcolate per il 1996, intervento è l'occupazione generata direttamente dalla 488, α, β, γ, δ , φ vettori K x1 dei parametri di regressione , ε_t un vettore di errori omoschedastici non correlati e distribuiti normalmente. La specificazione del modello riprende con alcune modifiche quella presentata in Pellegrini e De Castris (2005). Le covariate comprendono la dipendente ritardata per il periodo 1991-96 ($\Delta(\ln OT)_{t-1}$), il tasso di variazione del valore aggiunto nei servizi, la quota di valore aggiunto nei servizi al tempo t-1 e il tasso di disoccupazione al tempo t-1. E' stata inoltre inserita una variabile dummy per un SLL *outlier* (il numero 616).

Questa specificazione è stata sottoposta a test per la presenza di errori spazialmente correlati o di un modello con lag spaziale (test LM specificati in Anselin et. al., 1996).
La presenza di un generico effetto di spill-over, ovvero di attrazione spaziale, è stata modellata, sulla base di quanto presentato precedentemente, con l'introduzione nel modello base di una variabile di ritardo spaziale. Il modello è quindi stato stimato nella forma con *spatial lag*:

(7) $$\Delta(ln\ OT)_t = \alpha + \beta\Delta(ln\ OT)_{t-1} + \gamma X_{t-1} + \delta\ (intervento_t/OT_{t-1}) + \rho W\Delta(ln\ OT)_t + \varepsilon_t$$

dove W $\Delta(\ln OT)_t$ è la variabile endogena ritardata nello spazio (W è la matrice delle adiacenze) e ρ il parametro autoregressivo spaziale.

In letteratura viene sottolineato come la stima di un modello con *spatial lag* con il metodo OLS risulti distorta e non consistente, data la correlazione della variabile con il termine di errore (Anselin, 1988). D'altro canto, stime con metodi alternativi (IV o ML) risultano meno robuste alla specificazione adottata, specie in termini di errore quadratico medio. Inoltre, nel nostro caso, ci troviamo con un problema complesso, in quanto non solo l'uso di variabili spazialmente ritardate non è limitato alla dipendente, ma anche la variabile relativa al tasso di crescita del valore aggiunto dei servizi potrebbe teoricamente essere collegata a shock comuni anche al temine di errore dell'equazione. La strategia adottata in questo lavoro è stata quella di presentare sia stime OLS (robuste e con un potenzialmente ridoto errore quadratico medio,

ma distorte) sia stime IV (meno robuste ma corrette). Nel caso di IV si è scelto di usare come strumenti, seguendo il suggerimento di Anselin (1988), anche i valori spazialmente ritardati delle variabili esogene, insieme a valori ritardati delle stesse e i tassi di variazione ritardati dell'occupazione agricola.

La presenza di effetti di ricezione viene colta introducendo nel modello una variabile data , per ogni SLL, dalla quota di addetti agevolati rispetto al totale nei SLL adiacenti (*effricez*):

(8)

$$\Delta(\ln OT)_t = \alpha + \beta\,\Delta(\ln OT)_{t-1} + \gamma\, X_{t-1} + \delta\,(intervento_t / OT_{t-1}) + \rho^{non488} W\,\Delta(\ln OT)_t + \rho^{488}(effricez) + \varepsilon_t$$

E l'analisi quindi scinde l'effetto di spill-over complessivo in effetto dovuto alle agevolazioni (ρ^{488}) ed effetto non dovuto alle agevolazioni (ρ^{non488}).

Analogamente la presenza di effetti di diffusione viene colta introducendo nel modello una variabile data dal ritardo spaziale della crescita dell'occupazione per solo gli SLL agevolati (*effdif*). Tale variabile è calcolata quindi moltiplicando la *dummy* relativa alla assenza/presenza di agevolazioni per il vettore dei ritardi spaziale per SLL. Il modello è quindi il seguente:

(9)

$$\Delta(\ln OT)_t = \alpha + \beta\,\Delta(\ln OT)_{t-1} + \gamma\, X_{t-1} + \delta\,(intervento_t / OT_{t-1}) + \rho^{non488n} W\,\Delta(\ln OT)_t + \rho^{488n}(effdif) + \varepsilon_t$$

E l'analisi quindi scinde l'effetto di spill-over complessivo in effetto dovuto alle agevolazioni nel l'area di analisi(ρ^{488n}) rispetto all'effetto medio (per SLL non agevolati, $\rho^{non488n}$).

6. I RISULTATI DELLE STIME DEL MODELLO

I risultati delle stime OLS sono riportati nella tab. 2. Il modello senza interventi mostra un fit ragionevole e coefficienti corretti. Da notare come il coefficiente del tasso di disoccupazione sia negativo, mostrando la permanenza di effetti strutturali negativi.Importante è anche l'effetto della crescita dei servizi: questa variabile aiuta a separare la crescita autonoma dell'occupazione nel SLL, dovuta a fattori endogeni, da quella legata all'effetto degli incentivi, in quanto questi sono diretti prevalentemente settore industriale.

Introducendo la variabile di occupazione l. 488/92 normalizzata (modello 2) otteniamo un coefficiente positivo e statisticamente significativo, pari a 0,48. Questo significa che la creazione di un posto di lavoro agevolato incrementa gli addetti totali solo di circa mezzo posto. La traslazione non è completa in quanto parte di questa crescita "sostituisce" posti di lavoro che sarebbero stati creati da imprese non agevolate, dimezzando quindi l'effetto netto. Il risultato conferma quanto presentato in De Castris e Pellegrini (2005).

I residui del modello risultano spazialmente correlati (Tab.3): un test di tipo Lagrange Multiplier per l'ipotesi nulla di *spatial lag* mostra per quest'ultima specificazione un valore di 5,6 con un *p-score* di 0,02. Analogamente, per l'ipotesi di *spatial error* il test LM risulta pari a 20,6 con un *p-score* di 0,00. Se introduciamo la variabile dipendente spazialmente ritardata (modello 3), i due test risultano entrambi non significativi. Il coefficiente della variabile spazialmente ritardata è pari a 0,39 e statisticamente significativo: questo può essere interpretato come una presenza rilevante di spill-over di tipo spaziale. La variabile relativa all'intervento di *policy* continua a rimanere positiva.

La questione è verificare quanto di questi *spill-over* sia attribuibile agli incentivi. L'analisi mostra che:

1. l'effetto di diffusione è positivo ma non significativo (modello 4)
2. l'effetto di ricezione è negativo (segnalando la presenza di spiazzamento territoriale) ma non significativo (modello 5)
3. inserendo i due effetti contemporaneamente si rileva una conferma dei segni ma anche della non significatività statistica (modello 6).

La mancanza di significatività statistica potrebbe essere attribuita alla composizione del campione, con una preponderanza dei SLL agevolati. Si sono quindi replicate le stime utilizzando una nuova variabile di intervento, precedentemente descritta, che considera un

SLL agevolato solo se l'occupazione generata è maggiore dell'1% degli addetti del sistema (Tab.4).

In questa versione la significatività della variabile di policy è come atteso superiore (modello 7). Il coefficiente dell'endogena spazialmente ritardata rimane pari a 0,48 (modello 8). I risultati dell'analisi relativa agli effetti di spill-over degli incentivi sono ora diversi:

1. l'effetto di diffusione è positivo, con coefficiente pari a 0,21, e significativo al 6% (t-statistico=1,9) (modello 9). In questo caso il coefficiente dell'endogena spazialmente ritardata si riduce a 0,26, significativo al 10%. Nel caso di sistemi agevolati i legami spaziali risultano quindi con intensità circa doppia di quelli relativi ai sistemi non agevolati;
2. gli effetti di ricezione risultano sempre negativi e non significativi (modello 10);
3. inserendo insieme i due effetti aumenta il coefficiente e la significatività di quello di diffusione (0,23 con t-statistico pari a 2,11) mentre quello di ricezione rimane sempre non significativo (modello 11).

Un problema che rimane in questa stima riguarda la correlazione tra crescita dei servizi e incentivi. L'ipotesi che tutta la crescita del valore aggiunto terziario sia indipendente dagli investimenti agevolati appare per molti versi estrema, data l'attivazione di servizi, anche avanzati, prodotta dalle nuove iniziative. Se, con un'ipotesi sempre estrema ma di direzione opposta, eliminiamo da quest'ultima specificazione la variabile relativa alla crescita terziaria, otteniamo un effetto di diffusione positivo, con coefficiente pari a 0,21 e significativo al 6%, e un effetto di ricezione negativo, con coefficiente pari a –0,08 e significativo all'1% (modello 12).

Infine tali stime sono state verificate usando uno stimatore con variabili strumentali (Tab.5). Sono state strumentate le variabili relative al *lag* spaziale della dipendente (compreso quindi l'effetto diffusione) e la crescita del valore aggiunto dei servizi. I risultati sono i seguenti:

1. i coefficienti della stima IV sono molto simili a quelli OLS. Il coefficiente degli incentivi è pari a 0,53, quello della dipendente spazialmente ritardata di 0,41, entrambi significativi (modello 13)
2. l'effetto di diffusione è positivo ma non significativo (modello 14)
3. l'effetto di ricezione è negativo ma non significativo (t-statistico pari a 1,5) (modello 15)
4. inserendo insieme i due effetti aumenta il coefficiente e la significatività di quello di ricezione (-0,10 con t-statistico pari a 1,91) mentre quello di diffusione rimane sempre positivo ma non significativo (0,9 con t-statistico pari a 1,2) (modello 16).

5. i risultati sono simili togliendo la crescita terziaria (modello 17)

Tabella 2 - Stime dei modelli con OLS (variabile dipendente: variazione assoluta addetti 1996-01)

Variabili	***MOD.1***	***MOD.2***	***MOD.3***	***MOD.4***	***MOD.5***	***MOD.6***
Variazione assoluta addetti ritardata (1991-96)	-0.087 (-2.02)	-0.092 (-2.18)	-0.092 (-2.18)	-0.096 (-2.27)	-0.091 (-2.17)	-0.095 (-2.26)
Quota del valore aggiunto nei servizi 1996	0.13 (2.49)	0.19 (3.45)	0.18 (3.33)	0.18 (3.32)	0.18 (3.25)	0.18 (3.25)
Tasso di crescita del valore aggiunto nei servizi (1996-2001)	0.16 (5.02)	0.13 (4.14)	0.13 (4.00)	0.13 (4.07)	0.13 (3.96)	0.13 (4.03)
Tasso di disoccupazione 1996	-0.29 (-4.15)	-0.28 (-4.05)	-0.21 (-2.79)	-0.21 (-2.82)	-0.21 (-2.79)	-0.21 (-2.81)
Dummy SLL616	0.73 (6.42)	0.69 (6.20)	0.69 (6.28)	0.69 (6.27)	0.69 (6.27)	0.69 (6.26)
Quota nuovi occupati l.488/92 su addetti 1996	-	0.48 (3.90)	0.48 (3.96)	0.45 (3.65)	0.48 (3.90)	0.46 (3.59)
Lag spaziale Var. addetti (1991-96)	-	-	0.39 (2.86)	0.27 (1.41)	0.39 (2.85)	0.27 (1.41)
Effetto diffusione	-	-	-	0.14 (0.89)	-	0.14 (0.88)
Effetto ricezione	-	-	-	-	-0.004 (-0.13)	-0.003 (-0.007)
R^2	0.21	0.24	0.26	0.26	0.26	0.26
R^2 corretto	0.20	0.23	0.24	0.24	0.24	0.24
numero osservazioni	365	365	365	365	365	365

Tabella 3 - Test di dipendenza spaziale per modello

Test di dipendenza spaziale	*MOD.1*	*MOD.2*	*MOD.3*	*MOD.4*	*MOD.5*	*MOD.6*
Errore spaziale Lagrange multiplier*	24.19 (0.00)	20.62 (0.00)	0.16 (0.69)	0.09 (0.77)	0.14 (0.71)	0.07 (0.78)
Lag spaziale Lagrange multiplier*	12.10 (0.00)	5.65 (0.01)	0.24 (0.62)	0.15 (0.69)	0.26 (0.61)	0.16 (0.68)

**p-value* tra parentesi

Tabella 4 - Stime dei modelli con OLS considerando sistemi agevolati in cui il peso dell'incentivo in termini di addetti sia almeno dell'1% (variabile dipendente: variazione assoluta addetti 1996-01)

Variabili	*MOD.7*	*MOD.8*	*MOD.9*	*MOD.10*	*MOD.11*	*MOD.12*
Variazione assoluta addetti ritardata (1991-96)	-0.093 (-2.19)	-0.92 (-2.19)	-0.10 (-2.46)	-0.089 (-2.12)	-0.010 (-2.38)	-0.074 (-1.76)
Quota del valore aggiunto nei servizi 1996	0.19 (3.50)	0.18 (3.38)	0.19 (3.54)	0.18 (3.36)	0.19 (3.53)	0.19 (3.40)
Tasso di crescita del valore aggiunto nei servizi (1996-2001)	0.13 (4.16)	0.13 (4.03)	-	0.12 (3.43)	0.12 (3.56)	-
Tasso di disoccupazione 1996	-0.28 (-4.04)	-0.21 (-2.79)	0.14 (4.31)	-0.21 (-2.81)	-0.22 (-3.00)	-0.23 (-3.10)
Dummy SLL616	0.69 (6.20)	0.69 (6.28)	0.69 (6.31)	0.69 (6.28)	0.69 (6.32)	0.69 (6.17)
Quota nuovi occupati l.488/92 su addetti 1996	0.48 (3.98)	0.49 (4.03)	0.37 (2.76)	0.51 (3.97)	0.40 (2.93)	0.56 (4.23)
Lag spaziale Var. addetti (1991-96)	-	0.39 (2.85)	0.26 (1.68)	0.39 (2.80)	0.23 (1.47)	0.26 (1.63)
Effetto diffusione	-	-	0.21 (1.90)	-	0.24 (2.11)	0.21 (1.88)
Effetto ricezione	-	-	-	-0.018 (-0.56)	-0.004 (-0.13)	-0.079 (-2.62)
R^2	0.24	0.26	0.26	0.26	0.27	0.24
R^2 corretto	0.23	0.24	0.24	0.24	0.25	0.22
numero osservazioni	365	365	365	365	365	365

Tabella 5 - Stime dei modelli con variabili strumentali

Variabili	*MOD.13*	*MOD.14*	*MOD15*	*MOD.16*	*MOD.17*
Variazione assoluta addetti ritardata (1991-96)	-0.08 (1.89)	-0.07 (-1.56)	-0.09 (-1.63)	-0.01 (-1.93)	-0.08 (-1.72)
Quota del valore aggiunto nei servizi 1996	- 	0.18 (3.26)	0.19 (3.24)	0.21 (3.37)	0.19 (3.31)
Tasso di crescita del valore aggiunto nei servizi (1996-2001)	0.07 (1.38)	0.02 (0.29)	0.09 (1.10)	0.08 (1.00)	-
Tasso di disoccupazione 1996	-0.21 (-2.81)	-0.22 (-2.85)	-0.22 (-2.82)	-0.25 (-3.00)	-0.24 (-2.96)
Dummy SLL616	0.69 (6.22)	0.69 (6.17)	0.69 (6.26)	0.69 (6.01)	0.69 (6.15)
Quota nuovi occupati l.488/92 su addetti 1996 nei SLL	0.53 (4.30)	0.63 (4.43)	0.41 (1.13)	0.16 (0.39)	0.47 (1.73)
Lag spaziale Var. addetti (1996-01)	0.41 (2.84)	0.42 (2.86)	0.28 (0.78)	-0.13 (-0.29)	0.16 (0.45)
Effetto diffusione	- 	- 	0.20 (0.36)	- 	0.43 (0.78)
Effetto ricezione	- 	-0.06 (-1.52)-	- 	-0.10 (-1.90)	-0.095 (-1.85)
R^2	0.25	0.26	0.26	0.26	0.23
R^2 corretto	0.24	0.24	0.24	0.24	0.22
numero osservazioni	365	365	365	365	365

Mod. 13 variabili strumentate: Tasso di crescita del valore aggiunto nei servizi (1996-2001), Lag spaziale Var. addetti (1996-01);

Variabili strumenti: Lag Var. assoluta addetti ritardata (1991-96), Lag quota valore aggiunto nei servizi 1996, Lag tasso di disoccupazione 1996, Lag quota occ. Agricola 1996 Lag nuovi occupati l.488/92, Lag nuovi occupati l.488/92 sll con 1% nuova occupazione.

Mod. 14 variabili strumentate: come mod. 13

Variabili strumenti: Variazione assoluta addetti ritardata (1991-96), Quota del valore aggiunto nei servizi 1996, Tasso di disoccupazione 1996, Dummy SLL616, Quota nuovi occupati l.488/92 su addetti 1996, Lag spaziale Var. addetti (1991-96), Lag spaziale addetti, Lag spaziale Tasso di disoccupazione 1996, Lag spaziale quota del valore aggiunto nei servizi 1996, Lag spaziale quota dell'occupazione agricola 1996.

Mod. 15 variabili strumentate: Tasso di crescita del valore aggiunto nei servizi (1996-2001), Lag spaziale Var. addetti (1996-01), Effetto diffusione;

Variabili strumenti: Variazione assoluta addetti ritardata (1991-96), Quota del valore aggiunto nei servizi 1996, Tasso di disoccupazione 1996, Dummy SLL616, Quota nuovi occupati L.488/92 su addetti 1996, Lag spaziale Var. addetti (1991-96), Lag spaziale addetti negli SLL , Lag spaziale Tasso di disoccupazione 1996, Effetto diffusione, Lag spaziale quota del valore aggiunto nei servizi 1996, Lag spaziale quota dell'occupazione agricola 1996.

Mod. 16 variabili strumentate: Tasso di crescita del valore aggiunto nei servizi (1996-2001), Lag spaziale Var. addetti (1996-01), Effetto ricezione

Variabili strumenti: Variazione assoluta addetti ritardata (1991-96), Quota del valore aggiunto nei servizi 1996, Tasso di disoccupazione 1996, Dummy SLL616, Quota nuovi occupati l.488/92 su addetti 1996, Lag spaziale Var. addetti (1991-96), Lag spaziale addetti, Effetto ricezione Lag spaziale Tasso di disoccupazione 1996, Lag spaziale quota del valore aggiunto nei servizi 1996, Lag spaziale quota dell'occupazione agricola 1996.

Mod. 17 variabili strumentate: come mod. 16 con effetto diffusione.

Variabili strumenti: Variazione assoluta addetti ritardata (1991-96), Quota del valore aggiunto nei servizi 1996, Tasso di disoccupazione 1996, Dummy SLL616, Quota nuovi occupati l.488/92 su addetti 1996, Lag spaziale Var. addetti (1991-96), Lag spaziale addetti, Lag spaziale Tasso di disoccupazione 1996, Lag spaziale quota del valore aggiunto nei servizi 1996, Lag spaziale quota dell'occupazione agricola 1996. Effetto ricezione, Effetto diffusione.

7. CONCLUSIONI

Lo scopo di questo lavoro è di identificare e stimare la presenza di effetti di spill-over, positivi o negativi, generati da imprese incentivate, separandoli da effetti analoghi esistenti tra sistemi locali. La presenza di una rilevante autocorrelazione spaziale tra sistemi locali, più forte nel caso dei sistemi locali contenenti imprese incentivate, giustifica empiricamente tale analisi.

La strategia di identificazione si è basata sull'analisi di due tipi di effetti: effetti di diffusione, che ipotizzano come il legame spaziale esistente tra sistemi incentivati e aree contigue sia diverso tra quello esistente a sua volta tra aree non incentivate e aree contigue; effetti di ricezione, che presuppongono come il legame spaziale tra un'area e le sue adiacenti sia diverso, a seconda del peso che gli incentivi hanno nelle economie adiacenti. Si è quindi stimato un modello econometrico, che ha considerato la presenza di tali effetti sia singolarmente che congiunti.

I risultati segnalano innanzitutto come gli effetti spaziali siano al limite della significatività statistica: in alcune specificazioni sono significativi al 10%, in altre anche al 5%, in altre non lo sono affatto. Questo, a nostro parere, dipende da vari fattori. In primo luogo la variabile di *policy* è misurata in modo imperfetto, dato che i nuovi occupati colgono solo parzialmente gli effetti degli incentivi, specie in presenza di ristrutturazioni o ammodernamenti. Inoltre alcuni effetti spaziali si avviano probabilmente al di sopra di una soglia critica: tale considerazione è empiricamente corroborata dal fatto che identificando i sistemi agevolati con criteri di selezione più stringenti la significatività dei parametri relativi all'agevolazione aumenta. Essendo il campione degli SLL molto sbilanciato in favore della presenza di sistemi agevolati, la significatività del differenziale d'impatto con quelli non agevolati risente anche della ridotta numerosità di quest'ultimi. Anche in questo caso aiuta l'uso di criteri di selezione più stretti.

Infine un aspetto importante riguarda la correlazione tra crescita del valore aggiunto terziario ed effetti diffusivi degli incentivi. Questa variabile è stata introdotta nella specificazione allo scopo di separare gli effetti di crescita delle aree indipendenti da quelli di attrazione degli incentivi, ma appare cogliere comunque, allo stato dell'analisi, anche alcuni effetti di diffusione degli stessi. Infatti è plausibile che la nascita di nuove iniziative anche nel settore manifatturiero attivi la produzione di servizi destinati alle imprese anche a livello locale,

come servizi di vigilanza, pulizie, gestione amministrativa e simili. Empiricamente, se tale variabile viene eliminata dalla stima la significatività statistica degli effetti aumenta.

Se quindi tali effetti sono al limite della significatività, il loro segno risulta ben definito. Questo è uno dei risultati più interessanti, a nostro vedere, del lavoro. In particolare, l'effetto di diffusione è positivo, ovvero gli incentivi non solo sostengono la crescita in termini di addetti delle aree dove le imprese incentivate sono localizzate, ma anche delle aree contigue. In generale, l'effetto di contiguità è stimato pari a circa mezzo punto percentuale annuo di crescita. L'effetto di ricezione è invece generalmente negativo: le aree con incentivi attraggono imprese e *skills* dalle aree vicine. Considerando la presenza media di aree incentivate contigue, l'effetto di ricezione equivale in media dallo 0,1% all'1% di crescita in meno, a seconda delle stime.

I risultati sottolineano come l'effetto degli incentivi non si esaurisca nelle aree dove le imprese sono localizzate, ma si diffonda nel territorio, con valenze positive e negative. La valutazione dell'effetto complessivo della politica sul territorio, che è quello di reale interesse per il *policy maker*, deve quindi tenere conto degli effetti di spill-over , detti in letteratura effetti macro, che si realizzano in uno spazio ampio.

Il lavoro ha richiesto alcune scelte *ad hoc*, che potranno essere rimosse in successivi studi. Ad esempio, la matrice delle adiacenze [w_{ij}] nel presente lavoro è stata assunta come matrice di contiguità di tipo binario, mentre potrebbe invece essere sostituita da una matrice di pesi sulle distanze via terra o con i tempi di percorrenza tra i centroidi delle unità territoriali prescelte. Inoltre potrebbe essere svolta un'analisi di sensitività sul parametro di selezione dei sistemi agevolati. Tali approfondimenti vengono rimandati ad un'analisi futura.

RICONOSCIMENTI

Il presente lavoro è stato condotto in stretta collaborazione tra gli autori; per quanto riguarda la stesura del testo, Guido Pellegrini ha redatto i §§ 2, 5, 7 , Marusca De Castris i restanti.

Il lavoro è stato in parte finanziato con il contributo MIUR, Fondi ex 40%, anno 2005, e il contributo dei fondi Università di Bologna e Università degli Studi Roma Tre, ex 60% anno 2006.

BIBLIOGRAFIA

Anselin L. (1988), Spatial Econometrics: Methods and Models. Kluwer Academic Publishers, Dordrecht, The Netherlands.

Anselin L. (1995), Local indicators of spatial association – LISA, *Geographical Analysis*, vol. 27, n.2, 93-115.

Anselin L., A. K. Bera, R. Florax, and M. J. Yoon, (1996) Simple diagnostic tests for spatial dependence. Regional Science and Urban Economics, vol. 26, n.1, 77-104.

Bao S., Henry M. (1996), "Heterogeneity issues in local measurements of spatial association", in Geographical Systems, n. 3, 1-13.

Bartik T.J. e Bingham R.D., (1995) Can economic development programs be evaluated?, W.E. Upjohn Institute for Employment Research, Kalamazoo MI, Staff Working Paper 95-29.

Blundell R., Costa Dias M. (2000) Evaluation Methods for non-experimental data, Fiscal Studies, vol. 21, n. 4.

Boarnet, M. G., Bogart, W. T., (1996), Enterprise zones and employment: evidence from New Jersey, Journal of Urban Economics vol. 40 n.2, 198-215.

Bondonio D. (2000), How to evaluate geographically-targeted economic development programs: an analysis of the U.S. enterprise zones, Atti del III Congresso Nazionale dell'Associazione Italiana di Valutazione, Torino.

Bondonio D. e Engberg J. (2000), Enterprise Zones and Local Employment: Evidence from the States' Programs, Regional Science and Urban Economics (Elsevier Science) n.30 (5), 519-549.

Bondonio D., (1998) "La valutazione d'impatto dei programmi di incentivo allo sviluppo economico", Economia Pubblica , n.6, 23-52.

Bondonio D., (2000), Statistical methods to evaluate geografically-targeted economic development programs, Statistica Applicata, vol. 12, n. 2, 177-204,.

Bondonio D., (2002), "Evalueting Decentralized Policies: A method to compare the performance of economic development programs across different regions or states", Evaluation (Sage Pubblication) vol. 8 n.1, 101-124.

Bondonio D., (2004),The employment impact of business investment incentives in declining areas: an evaluation of the EU "Objective 2 area" programs, paper presented at the XIX National Conference of Labour Economics, Modena, Italy. September 23-24th.

Bostic R.W., (1996), Enterprise Zones and the attraction of business and investment: the importance of implementation strategies and program incentives, Division of Research and Statistics, Federal Reserve Board of Governors, Working Paper.

Bronzini R. e G. De Blasio, (2006), Quale è l'effetto degli incentivi agli investimenti? Una valutazione della legge 488, Temi di Discussione, n.582, Banca d'Italia.

Brintnall M. and R.E. Green, (1988) Comparing State Enterprise Zone Programs: Variations in Structure and Coverage. Economic Development Quarterly vol. 2, n.1, 50-68.

C. Wren, (1994), "The build-up and duration of subsidy-induced employment: evidence from UK regional policy", Journal of Regional Science, Vol. 34 387-410.

Chiri S., Pellegrini G., Sappino, C. (1998)., L'attuazione dell'intervento per lo sviluppo degli investimenti nelle aree depresse, Rassegna Economica, n. 1.

Chiri, S., Pellegrini, G. (1995), Gli aiuti alle imprese nelle aree depresse, Rivista economica del Mezzogiorno, n. 3.

Chiri, S., Pellegrini, G., (1993) La logica della nuova politica regionale italiana e le localizzazioni industriali nel Mezzogiorno, Rivista economica del Mezzogiorno, n. 4,.

Cliff A.D., Ord J.K. (1973) *Spatial Autocorrelation*, Pion, London.

De Castris M. e Pellegrini G. (2005), Complementarietà e sostituzione tra diverse politiche di sviluppo locale: i Contratti di Programma e la legge 488/92, Rassegna italiana di valutazione, anno IX, n.32, 79-96.

Dowall, D.E. (1996) An Evaluation of California's Enterprise Zone Programs. Economic Development Quarterly vol.10, n.4, 352-68.

Engberg J. and R. Greenbaum (1999) State Enterprise Zones and Local Housing Markets. Journal of Housing Research, vol.10, n.2, 163-187.

Erickson R. A: and S.W. Friedman (1990) Enterprise Zones: 2 A Comparative Analysis of Zone Performance and State Government Policies

Fotheringham A.S., Charlton M. E., Brundson C. (1996), "The geography of parameter space: an investigation into spatial non-stationarity", in International Journal Geographical Information Systems, n. 10, 065-627.

Getis A., Ord J.K. (1992), "The Analysis of Spatial Association by the Use of Distance Statistics", in Geographical Analysis, n. 3.

Glaeser L.E. (2001) The Economics of Location-Based Tax Incentives, HIER, Discussion Paper n.1932, 1-15.

Golden M., Picci L. (2005), Proposal for a New Measure of Corruption, Illustrated with Italian Data, *Economics and Politics*, vol. 17, n. 1.

ISTAT (1997) I sistemi locali del lavoro 1991, Argomenti n. 10, Roma.

ISTAT (2004) Stime di occupazione e valore aggiunto.

Ministero dell' Industria, del Commercio e dell'Artigianato (2000), Indagine sulla Legge 488/92 – Giugno.

Moran P.A.P. (1950) Notes on Continuos Stochastic Phenomena, *Biometrika*, n. 37.

Ord J.K. Getis A. (1995), "Local Spatial Autocorrelation Statistics: Distributional Issues and an Application", in Geographical Analysis, n. 27, 286-306.

Pagnini M. (2002) Misura e determinanti dell'agglomerazione spaziale nei comparti industriali in Italia, Temi di discussione, Banca d'Italia, n.452

Papke L.E. (1994), Tax policy and urban development. Evidence from the Indiana enterprise zone program, Journal of Public Economics 54, 37-49.

Pellegrini G. (2004) Modelli di diffusione territoriale dell'industria manifatturiera in Italia, Atti del convegno : Economie locali, modelli di agglomerazione e apertura internazionale, Bologna , 20 novembre 2003, Banca d'Italia.

Pellegrini G. e Carlucci C.,Gli effetti della legge 488/92: una valutazione dell'impatto occupazionale sulle imprese agevolate, Rivista italiana degli Economisti, n.3. 267-285, 2003.

Ripley B.D. (1981), "Spatial Statistics", John Wiley, New York.

Sen A. (1976), "Large Sample-Size Distribution of Statistics Used in Testing for Spatial Autocorrelation", in Geographical Analysis, n. 9.

Talbot, J (1996), Have enterprises zones encouraged enterprise? Some empirical evidence from Tyneside, Regional Studies, 22, 507-514.

Unwin A. Unwin D.(1998), "Exploratory Spatial Data Analysis with Local Statistics", in The Statistician, vol. 47. n. 3, 415-421.

Urban D.L. (2003), "Geostatistical Data Analysis", in Spatial Analysis in Ecology, Duke University, U.S.A.

Wilhelm A. e Steck R. (1998) "Exploring Spatial Data by Using Interactive Graphics and Local Statistics", in The Statistician, vol. 47. n. 3, 423-430.

ABSTRACT

In this paper we identify and estimate the presence of *spill-over* effects generated by industrial subsidies in the Southern regions of Italy. The identification problem is resolved by conditioning to a set of spatial variables using an econometric model. The identification strategy is based on two effects: “diffusion” effect (from subsidized LLS to contiguous areas) and “received” effects (where the effects depend on to the weight of subsidized contiguous areas).The results show the presence of a positive diffusion effect and a negative “received” effect . Both effects have a statistical significance that depends on the empirical econometric specifications.