

Effetti Spaziali sulla Disoccupazione delle Province Italiane (1993 e 2002) *

M. F. Cracolici, M. Cuffaro

Dipartimento di Contabilità Nazionale e Analisi dei Processi Sociali

Facoltà di Economia, Università degli Studi di Palermo

cracolici@economia.unipa.it

cuffaro@unipa.it

1. Introduzione

La disoccupazione non è un argomento *core* nell'ambito delle teorie dello sviluppo economico regionale; piuttosto, queste sono state e sono ancora concentrate sulla crescita del reddito e sulla convergenza delle economie in relazione al Pil pro-capite. Anche "la nuova geografia economica" (Fujita et al., 1999), secondo cui vi sono "equilibri multipli", si concentra soprattutto sul reddito più che sulla disoccupazione; ciò non toglie, comunque, che vi sia una certa letteratura empirica che tenti di spiegare le differenze tra aree (regioni, paesi) dei tassi di disoccupazione. In particolare, il problema della disoccupazione sembra essere caratterizzato, in Italia, come nei paesi europei, da una persistenza all'interno delle varie regioni di problemi strutturali e da una inadeguata "risposta" da parte di esse a specifici shock (Dohse et al., 2002).

A riguardo, gli studi hanno evidenziato alcuni fatti stilizzati: a) i mercati del lavoro delle regioni europee differiscono significativamente da quelli americani; b) le differenze regionali nei paesi europei sono molto più persistenti di quelle negli USA. Relativamente all'Italia, per esempio, le disparità tra i mercati del lavoro regionali risultavano, nel periodo 1984-'94, più marcate di quelle tra l'Italia e altri paesi europei (Taylor e Bradley, 1997); c) la maggiore persistenza nei mercati europei è dovuta ad una rigidità nei salari e ad una bassa mobilità dei lavoratori.

Il concetto di persistenza si riferisce al fatto che le stesse regioni, nell'ambito di un determinato paese, tendono a rimanere sopra (o sotto) il tasso di disoccupazione medio per lunghi periodi di tempo. Questo è il caso, per esempio, del Regno Unito, dell'Italia o della Francia (Martin, 1997), accomunate, appunto, da questo fenomeno e, però, profondamente diverse dagli Stati Uniti, in cui aree con alti tassi di disoccupazione in un certo periodo registrano, nel periodo immediatamente successivo, bassi tassi di disoccupazione (Bertola e Ichino, 1996). La persistenza nei differenziali di disoccupazione o, in altri termini, la stabilità della struttura regionale della disoccupazione, si verifica in assenza di scarsa mobilità dei fattori produttivi e dunque può esser vista come un fenomeno di "disequilibrio" nel senso di Marston (1985); qualunque siano le imperfezioni iniziali dei mercati, il sistema tenderebbe verso un sentiero di *equilibrio spaziale* attraverso: 1) l'emigrazione della forza lavoro; 2) un ridimensionamento dei salari, proprio per l'eccessiva offerta di lavoro; 3) l'attrazione di

* Pur nella sua unitarietà il lavoro può essere attribuito come segue: a M.F. Cracolici i paragrafi 2, 4 e le conclusioni; a M. Cuffaro l'introduzione e il paragrafo 3.

imprese dall'esterno, che troverebbero un vantaggio nell'abbondanza di manodopera a basso costo.

Il fenomeno della persistenza può essere interpretato pure alla luce di una relazione di stato stazionario tra i tassi di disoccupazione regionali e la dotazione (regionale) di certi fattori. Poiché ogni regione ha una dotazione differente dall'altra, la distribuzione spaziale dei tassi di disoccupazione sarà differente cioè, elevati tassi di disoccupazione in una determinata area vengono *compensati* da altri fattori (migliore qualità della vita, affitti più bassi ecc.) in modo che l'utilità dell'individuo sia costante tra le aree (Marston, 1985).

Nella maggior parte della letteratura empirica, dunque, l'obiettivo fondamentale è quello della verifica della persistenza e della formulazione di un modello che dia conto delle cause di questa persistenza nei differenziali di disoccupazione. I lavori si differenziano sostanzialmente nei metodi statistici utilizzati più che nei riferimenti teorici: metodi parametrici per analisi di serie storiche (Decressin e Fatà, 1995; Jimeno e Bentolila, 1998; Martin, 1997); metodi parametrici utilizzati insieme a metodi non parametrici (Lopez-Bazo et al., 2000); metodi per il trattamento di dati spaziali (modelli spaziali) (Molho, 1995; Aragon et al., 2003; Niebuhr, 2003).

I modelli spaziali sono scarsamente utilizzati in analisi economiche, probabilmente perché ancora poco noti; essi, però, ben si prestano ad evidenziare il ruolo che lo "spazio geografico" ha nella complessa rete di relazioni tra agenti economici e permettono di "superare" quell'approccio di analisi che relegava il territorio ad una funzione di sfondo del comportamento degli individui (Cuffaro et al., 1999).

Alla luce di quanto detto, nel lavoro si vuole analizzare, da un punto di vista meramente empirico, l'esistenza e la dimensione di un processo di *equilibrio spaziale* nell'ambito dei mercati del lavoro delle 103 province italiane; in particolare, relativamente agli anni 1993 e 2002, si andrà ad indagare sulla *struttura spaziale* delle disparità dei tassi di disoccupazione. Con l'ausilio di alcuni strumenti dell'econometria spaziale si verificherà l'esistenza e l'entità di effetti contagio (*spillover*) e di effetti debordo (*spin-off*) sul tasso di disoccupazione delle province italiane.

In questo contesto, l'utilizzo di modelli spaziali "compensa", in parte, la mancanza di informazioni temporali: in effetti, il periodo di riferimento è decisamente limitato per effettuare un'analisi storica. Pertanto, il ricorso a modelli spaziali opportunamente formulati, consente, sia di utilizzare al massimo l'informazione legata alla localizzazione geografica delle aree territoriali, sia di tenere conto della, seppur limitata, informazione temporale. A questo punto è lecito chiedersi: i modelli spaziali applicati al mercato del lavoro sono suscettibili di una interpretazione in chiave economica? Questa può essere ricondotta all'interpretazione in chiave temporale? Come interpretare gli effetti *spillover* e *spin-off*?

A tutte queste domande si cercherà di dare una risposta nel prosieguo del lavoro, che si compone delle seguenti parti: nel paragrafo 2 verranno tratteggiate le principali linee teoriche a cui ci riferiremo; nel paragrafo 3, sono presentati nelle linee essenziali, i modelli statistici per l'analisi spaziale; il paragrafo 4 comprende l'analisi dei risultati ed il paragrafo 5 infine le conclusioni.

2. Alcune linee teoriche di riferimento

Nel corso degli ultimi anni la letteratura sull'analisi del mercato del lavoro oltre che, concentrare l'attenzione sull'evoluzione del tasso di disoccupazione e sulle principali cause

esplicative di elevati tassi di disoccupazione caratterizzanti alcune economie, ha mostrato un interesse crescente circa la distribuzione spaziale della disoccupazione a diversi livelli territoriali (paesi, regioni, province ecc.). In particolare in un'economia globale caratterizzata da una delocalizzazione dello spazio, da cui derivano bassi costi di mobilità, è plausibile chiedersi perché i tassi disoccupazione differiscono così marcatamente tra regioni o più in generale tra aree territoriali.

In letteratura sembrano dominare due distinte e differenti interpretazioni del fenomeno dei divari geografici tra i tassi di disoccupazione (Marston, 1985; Blanchard e Katz, 1992).

La distribuzione eterogenea della disoccupazione tra aree è interpretata come un fenomeno di *disequilibrio*, il quale è assunto essere tipico dell'economia relativa a quelle aree generalmente prese in considerazione (Marston, 1985). I lavoratori in aree caratterizzate da alti tassi di disoccupazione potrebbero migliorare la loro condizione se si muovessero verso aree caratterizzate da bassi tassi di disoccupazione, e ciò consentirebbe al mercato di tendere verso un sentiero di equilibrio. Tale processo di aggiustamento purtroppo non è veloce a causa degli elevati costi di migrazione: in particolare, secondo Marston (1985) tre *forze* guidano il mercato verso l'equilibrio: a) i lavoratori, che emigrano a causa degli alti tassi di disoccupazione; b) le imprese, che sono attratte da aree caratterizzate da elevati livelli di disoccupazione; c) i salari, che tendono a decrescere a causa dell'eccesso di offerta di lavoro.

Come evidenzia Marston (1985) il persistente stato di disequilibrio dipende da quanto incisive e sostenute sono tali *forze*; in particolare, dai suoi risultati empirici, risulta che esse sono efficaci nel mercato del lavoro americano nel periodo 1970-1978, consentendo nel breve periodo il ritorno all'equilibrio.

A questa spiegazione delle differenze di disoccupazione se ne aggiunge un'altra, che trova supporto nei lavori empirici di Hall (1972) e Rosen (1974, 1979): esiste una relazione di *equilibrio* dei tassi di disoccupazione tra aree ed essa è funzione delle dotazioni e delle attrattive (*amenities*) del luogo. I lavoratori disoccupati si sposteranno verso aree dove sono stati creati nuovi posti di lavoro fintantoché il livello di disoccupazione nell'area di origine sarà controbilanciato da qualcos'altro.

Lo stato di equilibrio della distribuzione spaziale della disoccupazione risulta pertanto caratterizzato, per categorie lavorative, da una situazione di utilità costante tra aree cioè, alti tassi di disoccupazione in un'area sono compensati da alcuni fattori positivi (per esempio livelli salariali, condizioni climatiche, qualità della vita ecc.) che disincentivano gli spostamenti migratori (*inter-area equilibrium*) (Marston, 1985; Molho, 1995). E poiché le attrattive e le dotazioni differiscono tra aree, la distribuzione spaziale della disoccupazione non è omogenea; inoltre, poiché nel breve periodo le dotazioni e le amenità delle diverse aree sono abbastanza costanti ne deriva che la distribuzione della disoccupazione sarà anch'essa abbastanza costante per cui, le differenze tra aree vanno interpretate principalmente come un *disequilibrio in natura* (Marston, 1985).

Marston nel 1985, per spiegare la persistenza di divari di disoccupazione tra aree metropolitane negli U.S.A. e per identificare quale delle due interpretazioni di equilibrio/disequilibrio prevaleva, specificò un modello nel quale il tasso di disoccupazione era funzione rispettivamente del differenziale di disequilibrio di ciascuna area (α_i), di fattori nazionali che si suppone abbiano effetto su tutte le aree (β_t) e di un fattore di disturbo (ε_{it}):

$$U_{it} = \alpha_i + \beta_t + \varepsilon_{it}.$$

con $\varepsilon_{it} = \rho \varepsilon_{i, t-1} + \eta_{it}$, dove $(1 - \rho)$ indica la frazione di disequilibrio che persiste nell'anno t . Egli trova che i residui non sono autocorrelati ($\rho = 0$), per cui la componente di disequilibrio della disoccupazione non persiste nel lungo periodo. In particolare la componente di

disequilibrio tende a svanire entro un anno grazie alla forza dei movimenti migratori che spingono i lavoratori verso aree con nuovi posti di lavoro. Marston afferma quindi che nel mercato U.S.A. prevale un'interpretazione di equilibrio geografico delle differenze di disoccupazione.

Tale interpretazione del mercato americano sembra predominare in numerosi studi empirici, che però evidenziano, nel contempo, un processo di aggiustamento verso l'equilibrio di durata superiore ad un anno (Blanchard e Katz, 1992; Holzer, 1991; Treys e al., 1993).

Le analisi su alcune aree del mercato europeo evidenziano invece, a differenza di quelle americane, la presenza di forti fenomeni di persistenza le cui cause vengono ricondotte principalmente all'assenza di flessibilità nel mercato del lavoro: rigidità dei salari, inerzia dei lavoratori (Jimeno e Bentolila, 1998).

Come sopra detto, il verificarsi di fenomeni di persistenza ha comportato nel corso degli anni da un lato, ad indagare sulle possibili cause della disoccupazione e dall'altro, ad analizzare la dimensione o meglio la distribuzione geografica della disoccupazione spingendo l'analisi ad un livello di maggiore dettaglio territoriale (paese, regione, provincia, distretti ecc.). A tal fine frequente è stato il ricorso al confronto tra dinamiche nei Paesi europei e nelle aree U.S.A. (Blanchard e Katz, 1992; Eichengreen, 1992; Decressin e Fatás, 1995).

Tale confronto in sintesi evidenzia che sebbene, le fluttuazioni regionali della disoccupazione sono più sostenute tra le aree americane che tra quelle europee, le disparità regionali della disoccupazione sono più grandi e più persistenti in Europa che in America. Le motivazioni di ciò sono ricondotte, come più volte detto, al basso grado di flessibilità del mercato europeo rispetto a quello americano (Krugman, 1993; Bertola e Ichino, 1996).

Nel 1992, Blanchard e Katz affermavano che uno shock dal lato della domanda viene assorbito velocemente (oltre un anno) dal mercato del lavoro il quale, nel medio termine, torna ad uno stato di equilibrio grazie soprattutto ai movimenti migratori della forza lavoro ma non agli spostamenti delle imprese. In particolare, lo spostamento dei lavoratori - dal luogo di origine verso le aree all'interno della regione che hanno beneficiato di un favorevole shock dal lato della domanda - continuerebbe fino a quando la disoccupazione non ritorna al suo sentiero di equilibrio.

Tale risultato è evidenziato anche da Eichengreen (1992), il quale inoltre con riferimento al confronto tra mercato del lavoro americano ed europeo, osserva che il livello di persistenza del tasso di disoccupazione delle regioni europee (in particolare Gran Bretagna e Italia) non è più alto di quello degli U.S.A, piuttosto, le differenze sono da ricondurre alla tipologia di risposta da parte del mercato. La capacità di risposta al disequilibrio del mercato, attraverso movimenti migratori della forza lavoro, è più sostenuta in USA che non in Italia e Gran Bretagna; secondo Eichengreen (1992) ciò porta ad ipotizzare che probabilmente il ritorno al sentiero di equilibrio avviene in Europa attraverso altri meccanismi capaci di sopperire alla limitata mobilità del lavoro: aggiustamenti dei salari, scelta tra tempo libero e lavoro, mobilità dei capitali ecc.

In linea con queste interpretazioni, Decressin e Fatás (1995), concentrando l'attenzione su alcuni paesi europei quali Germania, Italia e Regno Unito, osservavano che la principale differenza tra le aree americane ed europee è da ricondurre al ruolo ricoperto dalla partecipazione al mercato della forza lavoro e dai flussi migratori.

E, infatti, essi affermano che nei paesi europei, nel breve periodo, il principale fattore di aggiustamento verso il sentiero di equilibrio è rappresentato da meccanismi d'ingresso (e d'uscita) della popolazione alla (dalla) forza lavoro. Inoltre, a differenza degli USA, i flussi migratori non sembrano reagire nel breve a shock della domanda di lavoro (ad eccezione della

Germania). Risultati analoghi erano stati evidenziati, nel 1990, da Burda e Wyplosz relativamente alla Germania; essi osservavano che nel periodo 1970-1988 il flusso lordo ingresso-uscita dalla forza lavoro era più sostenuto di quello disoccupazione-occupazione. Come è stato già detto nell'introduzione, attraverso il ricorso a modelli di econometria spaziale, si cercherà indirettamente, attraverso l'interpretazione di possibili effetti di *spillover* e di *spin-off*, di verificare se la struttura geografica dei differenziali di disoccupazione si presta ad una spiegazione di equilibrio spaziale.

3. Modelli statistici per i dati spaziali

3.1. Caratteristiche dei dati spaziali

Relativamente ai fenomeni economici considerati nella loro dimensione spaziale, le variabili statistiche in esame presentano, da un punto di vista metodologico, una loro specificità. Tale specificità si rileva a partire dalla stessa definizione del dato statistico per arrivare alla elaborazione con metodi che tengano conto in modo esplicito delle strutture di dipendenza spaziale.

La definizione statistica dei fenomeni di carattere territoriale avviene in base alla distribuzione delle modalità riguardanti le variabili rilevate in ciascuna unità e con riferimento alla loro disposizione geografica. Nella elaborazione dei relativi dati occorre tenere presente che alla stessa distribuzione possono corrispondere più disposizioni spaziali.

Il territorio viene suddiviso in unità seguendo un criterio di partizione che risponde agli obiettivi dell'indagine, ma che, tuttavia, è arbitrario e in grado di condizionare i risultati delle analisi. L'osservazione delle entità oggetto di studio avviene all'interno dell'area di interesse.

I dati statistici riferiti ad unità elementari del territorio, o più generalmente dello spazio, mostrano caratteristiche peculiari in quanto:

- 1) non sono tra loro indipendenti, poiché il valore dei fenomeni in una unità areale tende ad influenzare i valori dei fenomeni rilevati sulle unità areali contigue;
- 2) sono interdipendenti in tutte le direzioni a causa della connessione dei caratteri con gli altri delle aree vicine.
- 3) sono riferiti ad unità spaziali scelte dal ricercatore e ciò implica che non possono essere definiti in modo univoco, in quanto sono il risultato di una operazione di aggregazione di unità territoriali relative ad una partizione considerata, e vi è una vasta possibilità di prefigurare queste partizioni, in dipendenza alle decisioni soggettive di chi effettua l'indagine (Zani, 1993).

Le caratteristiche dei dati territoriali delineate nei primi due punti, costituiscono un limite all'applicazione dei metodi statistici classici che, come è noto, presuppongono l'indipendenza delle osservazioni. La possibilità che i fenomeni, che si manifestano in diverse aree di un paese, siano affetti dalla contiguità spaziale viene espressa attraverso una misura della *autocorrelazione spaziale*.

Il concetto di autocorrelazione implica tanto la configurazione territoriale del fenomeno osservato, con connessioni definite tra le diverse unità sulle quali il carattere è localizzato, quanto la variabilità insita nei suoi valori.

Poiché nella espressione della dipendenza spaziale si fa riferimento alla connessione tra le unità più vicine, preliminarmente al concetto di autocorrelazione, si pone il problema di

esprimere il grado di vicinanza delle aree attraverso la definizione del concetto di contiguità spaziale.

Occorre tenere presente, inoltre, che l'analisi della dipendenza spaziale non manifesta un "percorso unico", ma deve cogliere le relazioni tra le unità in tutte le direzioni del suo intorno. La contiguità viene definita tramite una matrice di pesi quadrata di ordine n (n = numero di zone distinte), generalmente simmetrica, che rappresenta lo schema delle connessioni o legami e delle loro intensità" (Badaloni e Vinci, 1988).

Per formalizzare il concetto di contiguità in un modo più complesso si può definire una matrice dei pesi generalizzata \mathbf{W} , dove i pesi w_{ij} denotano l'effetto della unità territoriale \mathbf{j} sulla unità \mathbf{i} : il caso più semplice è rappresentato dalla matrice di contiguità dicotomica dove $w_{ij} = 1$ se l'area \mathbf{i} confina con l'area \mathbf{j} e $w_{ij} = 0$ negli altri casi.

E' importante, comunque, che nella scelta dei pesi vengano evitate le correlazioni spurie tra i caratteri e che, altresì, venga verificata la coerenza tra l'ipotesi espressa dai pesi w_{ij} e il comportamento osservato del fenomeno sulle unità contigue¹.

3.2 I modelli statistici per la misura degli effetti spaziali.

Solitamente i modelli statistici spaziali permettono di considerare i processi di interazione *tra* agenti economici nel territorio (famiglie, imprese) e altresì di misurare la reazione degli agenti, *distribuiti territorialmente*, a fenomeni economici comuni.

I modelli statistici, allora, devono consentire di porre in rilievo se, e in che misura, la prossimità geografica determina uniformità di comportamento o reazioni differenti in relazione a fenomeni economici rappresentati dalle variabili considerate (consumo, investimenti, disoccupazione).

Il modello di regressione più generale che tiene conto dei possibili effetti dovuti allo spazio è in forma algebrica il seguente:

$$(1) \quad y_i = \rho \sum_j w_{ij} y_j + \beta x_i - \delta \sum_j w_{ij} x_j + u_i$$

che in forma compatta diventa:

$$(2) \quad \mathbf{Y} = \rho \mathbf{WY} + \beta \mathbf{X} - \delta \mathbf{WX} + \mathbf{u}$$

In cui \mathbf{Y} è il vettore ($n \times 1$) delle osservazioni della variabile dipendente (n è il numero delle unità geografiche o di altre unità statistiche - imprese, famiglie - localizzate in differenti aree), ρ è il coefficiente di autocorrelazione spaziale, \mathbf{W} è la matrice di contiguità o dei pesi spaziali sopra descritta, \mathbf{X} è una matrice ($n \times k$) di osservazioni delle variabili esplicative, β è un vettore di k coefficienti di regressione, δ è pure un vettore di k coefficienti di regressione ed, infine, \mathbf{u} è un vettore ($n \times 1$) di residui. Ovviamente, nel contesto di questo lavoro \mathbf{i} e \mathbf{j} rappresentano due province differenti per le quali vengono rilevati i tassi di disoccupazione e occupazione.

¹ Per esempio, per una particolare struttura spaziale può essere utilizzata una matrice di contiguità dicotomica (\mathbf{W}_1) ed ancora altre due matrici per differenziare i casi in cui le unità statistiche sono localizzate nella stessa provincia o in province contigue (\mathbf{W}_2) e per tener conto della distanza tra di esse (\mathbf{W}_3).

La matrice dei pesi W , pone in evidenza l'interconnessione tra le unità statistiche osservate: così ciascun elemento w_{ij} di W esprime l'intensità del legame tra le coppie i e j di unità statistiche; nel lavoro verrà usata una matrice dei pesi binaria.

L'introduzione della variabile dipendente ritardata spazialmente (WY) ha lo scopo di misurare l'effetto contagio (*spillover*) determinato dai valori che la variabile Y assume nelle unità statistiche localizzate nelle aree vicine. Inoltre, la seconda variabile ritardata spazialmente (WX) tiene conto dei valori che le variabili esplicative assumono nelle unità statistiche delle aree vicine, misurando in tal modo l'effetto debordo (*spin-off*).

Infine, l'effetto diretto delle variabili esplicative di i sulla variabile dipendente di i è misurato dal coefficiente della variabile X (β), sia nel modello (1) che nel modello (2).

Versioni ristrette di questo modello generale (1) o (2) sono le seguenti (espresse in termini matriciali nel caso in cui si abbiano più variabili esplicative) (Anselin, 1990):

il modello *spatial error*:

$$(3) \quad \mathbf{Y} = \mathbf{X}\beta + \mathbf{u} \quad \text{dove} \quad \mathbf{u} = \lambda \mathbf{W}\mathbf{u} + \varepsilon$$

il modello *spatial lag*:

$$(4) \quad \mathbf{Y} = \rho \mathbf{W}\mathbf{Y} + \mathbf{X}\beta + \mathbf{u}$$

infine il modello statistico senza effetti spaziali di alcun tipo:

$$(5) \quad \mathbf{Y} = \mathbf{X}\beta + \mathbf{u}$$

Nel modello (3) la dipendenza spaziale è implicita nel modello autoregressivo del termine di errore. Il coefficiente autoregressivo spaziale, λ , viene sottoposto alla verifica della seguente ipotesi nulla $H_0: \lambda = 0$.

Nel modello (4) la dipendenza spaziale prende una forma autoregressiva e l'ipotesi nulla da verificare è $H_0: \rho = 0$.

A tale proposito è bene precisare che la misura della dipendenza spaziale ha significati diversi se verificata attraverso il test sul coefficiente ρ o sul coefficiente λ . Infatti, il primo va a misurare proprio la dipendenza che esiste tra un'unità statistica e le altre attraverso la variabile dipendente; il secondo, rappresenta l'effetto congiunto derivante da variabili omesse, da una cattiva specificazione del modello oltre che dall'autocorrelazione spaziale.

Una procedura per l'utilizzo di questi modelli, proposta recentemente da Florax e Folmer (1992) - e seguita in questo lavoro - comporta la verifica del modello più generale possibile, che è il seguente:

$$(6) \quad \mathbf{Y} = \rho \mathbf{W}\mathbf{Y} + \beta \mathbf{X} - \delta \mathbf{W}\mathbf{X} + (\mathbf{I} - \lambda \mathbf{W})^{-1} \mathbf{u}$$

il (6) è il modello (2) con un termine di errore autoregressivo; esso non può essere stimato direttamente, in quanto i parametri non sarebbero pienamente identificati. Si procede, pertanto, a passi successivi: una stima dei Minimi Quadrati del modello senza effetti spaziali e la verifica, sui residui, dell'ipotesi di dipendenza spaziale; in sostanza, si va a verificare se $\rho = 0$ e $\lambda = 0$ con il test Burrige Lagrange Multiplier (Anselin, 1992). Successivamente, se ρ e λ sono diversi da zero, indicando l'esistenza di dipendenza spaziale nei dati, la scelta tra il

modello (3) e il (4) verrà fatta sulla base del valore più alto del test Lagrange Multiplier per ρ e λ . Ancora, in una fase successiva, si può verificare l'ipotesi di inserire nel modello delle variabili esplicative ritardate spazialmente e, quindi, in definitiva, stimare il modello (2).

Il “migliore” modello, da un punto di vista statistico, non è sempre il “migliore” da un punto di vista economico e il fatto che il modello “passi” alcuni test non garantisce che i risultati siano coerenti con la teoria di riferimento. Il nostro obiettivo, però, come già detto, è soprattutto quello di misurare gli “effetti spaziali” più che quello di trovare “tutte” le determinanti della differenza nei tassi di disoccupazione provinciale, per cui abbiamo prestato la giusta attenzione alla procedura di verifica delle ipotesi statistiche, ai metodi di stima ed ai test diagnostici sui residui.

4. Analisi dei risultati

Seguendo le ipotesi teoriche di Marston e le indicazioni della letteratura empirica (Aragon et al., 2003; Molho, 1995; Niebuhur, 2003) è stato formulato il seguente modello senza effetti spaziali:

$$(7) \quad \text{Tasdisocc}_i = \alpha + \beta \text{Tasocc}_i + \varphi \text{Occ}_{i \text{ agr}} + \delta \text{Occ}_{i \text{ ind}} + \rho \text{Occ}_{i \text{ aa}} + u_i$$

In cui Tasdisocc_i indica il tasso di disoccupazione della i -esima provincia nel 1993 e nel 2002; Tasocc_i è il tasso di occupazione della i -esima provincia espressione della domanda di lavoro mentre, $\text{Occ}_{i \text{ agr}}$, $\text{Occ}_{i \text{ ind}}$, $\text{Occ}_{i \text{ aa}}$ rappresentano le principali componenti di essa (occupazione in agricoltura, industria e altre attività economiche)². E' bene notare che abbiamo tralasciato di considerare alcune variabili di controllo rappresentative di alcune caratteristiche della popolazione provinciale (tra quelle riportate in letteratura: composizione della forza lavoro per classi di età, altri indicatori demografici ecc.), mentre quali proxy delle caratteristiche dell'area (*amenities*) abbiamo considerato, in questa prima fase, solamente il tassi di occupazione e la sua composizione. Per verificare l'esistenza di autocorrelazione spaziale tra le province, abbiamo proceduto sequenzialmente alla stima dei modelli 5), 3), 4)³.

Gli effetti spaziali, come già anticipato nel paragrafo precedente, possono misurarsi attraverso il parametro ρ (effetto contagio o *spillover*), attraverso il parametro δ (effetti debordo o *spin-off*) o, insieme ad altri effetti, sui residui, attraverso il parametro λ . Gli effetti *spillover*, secondo Molho (1995) derivano da shock specifici dell'area che vengono trasmessi anche alle aree vicine: la variazione nella disoccupazione in un'area induce variazioni nella disoccupazione nelle aree vicine fino al raggiungimento di un nuovo sentiero di stato

² Le variabili relative all'occupazione, poiché sono espresse in valore assoluto, sono state relativizzate rapportando il numero provinciale di occupati per settore al totale degli occupati provinciale; tale quota è stata rapportata alla medesima quota nazionale: $\text{Occ}_{i \text{ agr}} = (\text{NOcc}_{i \text{ agr}}/\text{NOcc}_{i \text{ tot}})/(\text{NOcc}_{\text{Italia Agr}}/\text{NOcc}_{\text{Italia}})$. I dati utilizzati nell'applicazione sono stati tratti dall'indagine trimestrale delle forze lavoro di Fonte Istat, anni 1993 e 2002 (ISTAT, 1993, 2002). E' bene notare che, l'inclusione nel modello di tutte quattro le variabili esplicative può comportare un problema di “ridondanza” o di “perfetta o imperfetta multicollinearità” (forte o debole correlazione tra le variabili esplicative), ragion per cui nel momento della stima si è proceduto talvolta ad eliminare una delle variabili di composizione.

³ E' bene sottolineare che nelle tabelle 1 e 2 sono state riportate le stime dei modelli 3) e 4), mentre non sono state riportate le stime relative al modello spatial lag con variabili indipendenti ritardate, poiché i residui erano affetti da autocorrelazione spaziale. Pertanto le stime contenute nella quarta colonna delle tabelle si riferiscono ad un modello che contiene a destra la variabile dipendente ritardata e le indipendenti anch'esse ritardate.

stazionario. Gli effetti *spin-off* agiscono attraverso la domanda di lavoro delle aree vicine: un segno negativo (atteso) del coefficiente indicherebbe che i disoccupati dell'area *i* tendono a spostarsi nell'area *j* sollecitati dalla domanda di lavoro in quest'ultima area.

I principali modelli stimati e i test statistici più importanti sono riportati nelle Tab.1 e Tab.2 rispettivamente per gli anni 1993 e 2002: le stime dei Minimi Quadrati del modello senza effetti spaziali non sono state incluse per motivi di spazio, ma dai test sui residui⁴ si evince che vi sono chiari segni di dipendenza spaziale, che deve essere modellata opportunamente. A tal fine, alla luce delle indicazioni fornite dai test sui residui, si è proceduto alla stima del modello *spatial error* che, come si vede dalle Tab.1 e Tab.2, presenta i segni attesi sia nel 1993 che nel 2002 e valori di λ molto elevati ($\lambda_{1993} = 0.98$ e $\lambda_{2002} = 0.84$) e con segni positivi, indicando la presenza di una uniformità di comportamento tra mercati del lavoro di province contigue. In ambedue gli anni il modello *spatial error* elimina l'autocorrelazione come si vede dal valore del test Lagrange Multiplier sui residui ($LM_{1993} = 2.7$ e $LM_{2002} = 0.07$).

Come già evidenziato, il modello *spatial error* va a misurare la dipendenza e/o l'associazione spaziale attraverso l'effetto congiunto derivante da variabili omesse, da una cattiva specificazione del modello, oltre che dall'autocorrelazione spaziale. Alla luce di queste ultime considerazioni e dai valori del test "common factor"⁵ si è ritenuto pertanto opportuno procedere alla stima del modello più ampio che a destra, contiene, oltre alla variabile dipendente, le esplicative ritardate spazialmente. Inoltre, prima di procedere nella scelta del miglior modello è stata effettuata la stima del modello *spatial lag*.

Con riferimento a quest'ultimo modello, nel 1993, solo il parametro relativo al tasso di occupazione complessiva (Tasocc) presenta il segno atteso, mentre l'effetto *spillover* è significativamente uguale a zero; nel 2002 invece, il modello oltre a presentare il segno atteso della variabile relativa alla domanda di lavoro, evidenzia un forte effetto *spillover* altamente significativo ($\rho = 0.60$).

Il modello più generale, comprendente effetti *spillover* e *spin-off*, mostra delle buone performance sia nel 1993 che nel 2002. Nel 1993 i coefficienti hanno i segni attesi e si evidenzia la presenza di un effetto *spillover* ($\rho = 0.55$) e di significativi effetti *deborso*; ambedue gli effetti sono legati alla struttura della domanda di lavoro delle aree contigue soprattutto dei settori industria ed altre attività economiche. Nel 2002 i risultati evidenziano una situazione analoga con un più forte effetto *spillover* ($\rho = 0.65$) ed effetti *deborso*, pure questi, legati al settore industria ed altre attività.

Alla luce dei risultati, possiamo ragionevolmente supporre che gli effetti *spillover*, poiché si presentano con la stessa intensità e forza nei due anni, siano espressione di una struttura spaziale stabile del mercato del lavoro italiano evidenziando un "disequilibrio in natura" della

⁴ Il test utilizzato per verificare la dipendenza spaziale nei dati è il Lagrange Multiplier (LM) proposto da Burridge. Il test si distribuisce come un χ^2 con un grado di libertà: un valore elevato della statistica indica che è necessario un modello *spatial error* nel caso in cui è verificata la significatività di λ o, un modello *spatial lag* nel caso in cui è verificata la significatività di ρ . I valori del test ottenuti sui residui delle stime del modello, nel 1993 e nel 2002, sono altamente significativi indicando la presenza di dipendenza spaziale. La scelta tra i due modelli è stata fatta a favore dello *spatial error* perché il valore del test LM per λ ha un valore significativamente più elevato di quello per ρ .

⁵ Come rilevato da Anselin (1992) il modello *spatial error* è equivalente ad una forma speciale del modello *spatial lag* conosciuto anche come modello spaziale di Durbin che viene derivato trasformando le variabili dipendenti ed esplicative: $(Y - \lambda WY)$ e $(X - \lambda WX)$; così si ha: $Y = \lambda WY + X\beta - \lambda WX\beta + \xi$. Questo modello è derivato dal più generale: $Y = \lambda WY + X\beta + WX\gamma$. Il test *common factor* va a verificare l'ipotesi nulla $H_0: \gamma = -\lambda\beta$; il rifiuto dell'ipotesi nulla comporta il rifiuto della specificazione *spatial error* a favore di un modello più ampio con le esplicative ritardate spazialmente.

disoccupazione. A causa degli elevati costi di migrazione la forza lavoro è meno propensa agli spostamenti a lungo raggio, da ciò ne deriva una struttura omogenea a gruppi del mercato del lavoro: aree contigue caratterizzate da alti tassi di disoccupazione o da bassi tassi di disoccupazione.

Tab. 1 - Stime dei modelli spaziali (1993)

Variabili	Spatial Error	Spatial Lag	Modello con Variabili Indipendenti Ritardate
Costante		40.90 (0.00)	33.60 (0.00)
Tasdisocc		...	0.55 (0.00)
Tasocc	-0.36 (0.00)	-0.76 (0.00)	
Occ _{agr}	-1.12 (0.00)	...	
Occ _{ind}	-1.00 (0.34)	...	-13.77 (0.00)
Occ _{aa}			-15.88 (0.00)
	$\lambda = 0.98$ (0.00)		
	Log Likelihood -245.43	Log Likelihood -239.04	Log Likelihood -248.51
	LM = 2.66 (0.10)	LM = 4.62 (0.03)	LM = 0.59 (0.44)
	LR Common factor 35.00 (0.00)		
	AIC -496.86	AIC -488.07	AIC -505.04
Nota: ... denota coefficienti non significativamente diversi da zero al livello del 5%. I valori tra parentesi indicano i <i>p-value</i> . AIC = Akaike Information Criterion			

Del resto, invece l'effetto *spin-off* sarebbe espressione di una certa mobilità della popolazione tra province vicine: dato un sentiero iniziale di stato stazionario, un effetto positivo della domanda della provincia *i*-esima si propaga non solo sul mercato del lavoro della stessa provincia ma anche alle province contigue fino a quando non si raggiunge un nuovo sentiero di stato stazionario.

Pertanto, l'effetto debordo, presente nei due anni considerati, darebbe conto, secondo noi, di una tendenza verso un sentiero di stato stazionario determinando un *equilibrio spaziale interprovinciale* della disoccupazione (cioè tra province vicine). Tale effetto valutato

singolarmente dipenderebbe, come detto sopra, da movimenti migratori sia intraregionali (tra province contigue della stessa regione) che infraregionali (tra province contigue appartenenti a regioni diverse); se esso, invece, viene valutato congiuntamente all'effetto *spillover*, fa ipotizzare che in Italia i movimenti migratori tra province distanti non siano così intensi da modificare nel breve periodo la distribuzione spaziale della disoccupazione.

Tab. 2 - Stime dei modelli spaziali (2002)

Variabili	Spatial Error	Spatial Lag	Modello con Variabili Indipendenti Ritardate
Costante	32.31 (0.00)	23.77 (0.00)	51.09 (0.00)
Tasdisocc		0.60 (0.00)	0.65 (0.00)
Tasocc	-0.46 (0.00)	-0.42 (0.00)	
Occ _{agr}	-0.77 (0.00)	...	
Occ _{ind}	-2.16 (0.04)	...	-18.25 (0.00)
Occ _{aa}			-30.64 (0.00)
	$\lambda = 0.84$ (0.00)		
	Log Likelihood -235.80	Log Likelihood -234.30	Log Likelihood -251.20
	LM = 0.07 (0.79)	LM = 0.94 (0.33)	LM = 1.14 (0.28)
	LR Common factor 15.60 (0.00)		
	AIC -479.59	AIC -478.59	AIC -515.40

Nota: ... denota coefficienti non significativamente diversi da zero al livello del 5%. I valori tra parentesi indicano i *p-value*. AIC = Akaike Information Criterion

Alla luce dei risultati emersi, quindi, sembra plausibile affermare una interpretazioni di equilibrio (disequilibrio in natura) dei divari regionali della disoccupazione: aree caratterizzate dalla stessa performance (alti tassi di disoccupazione o bassi tassi di disoccupazione) tendono ad aggregarsi ed inoltre effetti positivi nell'occupazione in una provincia *i* si espandono alle province vicine, determinando movimenti pendolari della popolazione dalle province contigue a quella nella quale l'effetto si è prodotto; questo effetto viene via via assorbito dal mercato del lavoro e perdurerà fino a quando il nuovo livello di

disoccupazione sarà controbilanciato da altri fattori presenti nella provincia (amenità, qualità della vita, condizioni climatiche ecc). Uno spostamento, dunque, della forza lavoro da un'area all'altra esiste, ma non a lungo raggio: questo elemento caratterizzante ben si concilia con la storica distribuzione spaziale della disoccupazione italiana (divario nord-sud); cioè gli spostamenti interprovinciali esistono ma non sono così intensi da modificare la struttura geografica della disoccupazione delle regioni italiane.

E' opportuno sottolineare che questo risultato potrebbe in parte dipendere dalla scelta della matrice di contiguità la quale non consente di cogliere in modo esaustivo il costo dello spostamento. Un percorso futuro di ricerca sarà pertanto quello di verificare fino a che livello persista un effetto *debordo*: a tal fine potrà essere utile il ricorso a matrici di contiguità del primo o del secondo ordine con cui si possa tenere conto dei costi di spostamento.

5. Conclusioni

L'obiettivo del presente lavoro è stato quello di indagare sulla struttura spaziale della disoccupazione in Italia al fine di individuare, tra le diverse interpretazioni presenti in letteratura su i divari geografici dei tassi di disoccupazione (*equilibrio o disequilibrio spaziale*), quella che meglio si presta a rappresentare la struttura del mercato del lavoro italiano. A tal fine, attraverso il ricorso a modelli statistici per dati spaziali, è stata verificata, l'esistenza e l'entità di effetti *spillover* e *spin-off* tra le province italiane relativamente agli anni 1993 e 2002.

I modelli statistici spaziali si rilevano particolarmente utili se si dispone di una certa tipologia di dati cross-section: i dati spaziali. Questa tipologia di dati ha una forte struttura di dipendenza, per cui una variabile osservata tra due località prossime geograficamente tende ad assumere con una certa regolarità valori tra loro simili o dissimili. Questa forma di dipendenza è inoltre multidirezionale poiché ciascuna unità statistica osservata (nel nostro caso le province) può avere legami con tutte le unità del suo intorno.

La modellistica spaziale non presenta una tradizione consolidata, e in buona parte, si fonda sui modelli utilizzati nell'analisi delle serie storiche. E' bene precisare, inoltre, che i modelli statistici sono degli strumenti flessibili che mitigano la rigidità del modello economico in quanto attraverso essi "*data speak for themselves*" (Zellner, 1992).

I risultati ottenuti devono essere interpretati con una certa cautela senza pretendere una descrizione esaustiva della complessa realtà sottostante che non può essere "costretta" in un modello, modello che deve altresì tener conto delle caratteristiche dei dati. In risposta agli obiettivi prefissati, si è utilizzato in questo primo tentativo, un modello di disegno in grado di incorporare la struttura più semplice di dipendenza spaziale in modo da cogliere i legami significativi tra le unità territoriali.

I risultati sono stati interpretati con riferimento alle più recenti analisi empiriche spaziali della disoccupazione, e si è seguita, quanto più possibile, una chiave di lettura parallela a quella più ampiamente diffusa nell'ambito degli studi del mercato del lavoro effettuati con modelli per serie storiche. In particolare, il concetto di *persistenza* rilevato in questi studi, relativo alla permanenza di una certa struttura di disoccupazione negli anni, equivale, nei nostri risultati, al concetto di *permanenza nello spazio* di una struttura geografica della disoccupazione. Pertanto ad un concetto di *memoria temporale* si potrebbe affiancare un concetto di *memoria spaziale*.

Alla luce dei risultati emersi, si può avanzare l'ipotesi che la struttura geografica della disoccupazione in Italia si presta ad una interpretazione, nel senso di Marston, di *equilibrio*

spaziale come evidenziato dagli effetti *deborso* e *spillover* caratterizzanti congiuntamente entrambe gli anni. Abbiamo, pertanto, interpretato l'effetto *spillover* come una persistenza spaziale di una certa struttura provinciale di disoccupazione, che si presenta pressoché uguale sia nel 1993 che nel 2002: province con alti (bassi) tassi di disoccupazione si aggregano insieme, e questa persistenza spaziale trova conferma nell'effetto *spin-off*. Infatti, i risultati evidenziano una reazione positiva della forza lavoro alla domanda di lavoro in aree adiacenti, e questa reazione si manifesta presumibilmente in movimenti a corto raggio dei lavoratori ed è tale però da lasciare invariata la preesistente struttura della disoccupazione.

In una fase successiva ci ripromettiamo di approfondire l'analisi empirica ricorrendo ad un modello spaziale più complesso che comprenda variabili esplicative relative alle amenità delle varie province (alcuni indicatori di qualità della vita, saggio reale dei salari ecc.); inoltre, esploreremo altre matrici di contiguità, al fine di cogliere l'ampiezza dello spostamento così da rendere più "robusta" l'ipotesi di equilibrio spaziale dei differenziali di disoccupazione.

Bibliografia

- Anselin L. (1990), Testing and Estimation in Spatial Econometrics, *Regional Science and Urban Economics*, 20, 141-163.
- Anselin L. (1992), *SpaceStat Tutorial. A Workbook for Using SpaceStat in the Analysis of Spatial Data*, University of Illinois, Urbana-Champaign.
- Aragon Y. et al. (2003), Explaining the Pattern of Regional Unemployment: the Case of the Midi-Pyrénées Region, *Papers in Regional Science*, 82, 155-174.
- Badaloni M., Vinci E. (1988), Contributi all'Analisi dell'Autocorrelazione Spaziale, *Metron*, 46.
- Bertola G., Ichino A., (1996), Wage Inequality and Unemployment: U.S versus Europe, *Discussion Paper*, 1186, CEPR, London.
- Blanchard O. Katz L. (1992), Regional Evolutions, *Brookings Papers on Economic Activity*, I, 1-75.
- Burda M., Wyplosz C. (1990), Gross Labor Market Flows in Europe: some Stylized Facts, *Discussion Paper*, 868, CEPR, London.
- Cuffaro M., Davì M., La Tona L., Vassallo E. (1999), Effetti Spaziali su Microrelazioni di Comportamento: un'Analisi attraverso i Dati di Bilancio, *L'industria*, 1, 167-191.
- Decressin J., Fatás A. (1995), Regional Labour Dynamics in Europe, *European Economic Review*, 39, 1627-1695.
- Dohse D., Krieger-Boden C., Soltwedel R. (2002), EMU and Regional Labor Market Disparities in "Regional Convergence in the European Union", Cuadrado-Roura J., Parellada M. eds., Springer.
- Eichengreen B. (1992), Labor Markets and European Monetary Unification, Mimeo, University of California, Berkeley, CA.
- Florax R., Folmer H. (1992), Specification and Estimation of Spatial Linear Regression Models: Monte Carlo Evaluation and Pre-Estimators, *Regional Science and Urban Economics*, 22, 405-432.
- Fujita M., Krugman P., Venables A. (1999), *Spatial Economy*, MIT Press Cambridge MA.
- Hall R. (1972), Turnover in the Labour Force, *Brookings Papers on Economic Activity*, 3, 709-764

- Holzer H. (1991), Employment, Unemployment and Demand Shifts in Local Labor Markets, *Review of Economics and Statistics*, 73, 25-32.
- ISTAT (1993), *Indagine Trimestrale delle Forze Lavoro*, Istat, Roma.
- ISTAT (2002), *Indagine Trimestrale delle Forze Lavoro*, Istat, Roma.
- Jimeno J.F., Bentolila S. (1998), Regional Unemployment Persistence (Spain, 1976-1994), *Labour Economics*, 5, 25-51.
- Krugman P. (1993), The Lessons of Massachusetts for EMU, in “*Adjustment and Growth in the European Monetary Union*”, Torres F. e Giavazzi F. eds., Cambridge University Press, Cambridge.
- López-Bazo E., del Barrio T., Artis M. (2000), *The Geographical Distribution of Unemployment*, Mimeo, University of Barcelona.
- Marston S. (1985), Two Views of the Geographic Distribution of Unemployment, *Quarterly Journal of Economics*, 100, 57-69.
- Martin R. (1997), Regional Unemployment Disparities and Dynamics, *Regional Studies*, 31, 237-252.
- Molho I. (1995), Spatial Autocorrelation in British Unemployment, *Journal of Regional Science*, 35, 641-658.
- Niebuhr A. (2003), Spatial Interaction and Regional Unemployment in Europe, *European Journal of Spatial Development*, 5, 2-24.
- Rosen S. (1974), Hedonic Prices and Implicit Prices, *Journal of Political Economy*, 86, 34-53.
- Rosen S. (1979), Wage-Based Indexes of Urban Quality of Life, in *Current Issues in Urban Economics*, P. Mieszkowski and M. Straszheim, eds. (Baltimore: Johns Hopkins, 1979).
- Taylor J., Bradley S. (1997), Unemployment in Europe: a Comparative Analysis of Regional Disparities in Germany, Italy and the UK, *Kyklos*, 50, 221-245.
- Treyz G. e al. (1993), The Dynamics in US Internal Migration, *Review of Economic Statistics*, 60, 209-214.
- Zani S. (1993), *Metodi Statistici per le analisi Territoriali*, Franco Angeli, Milano.
- Zellner A. (1992), Statistics, Science and Public Policy, *Journal of the American Statistical Association*, 87.