

SCELTE RESIDENZIALI E DELIMITAZIONE SPAZIALE DEI MERCATI LOCALI DEL LAVORO.

Una Applicazione alla Regione Marche

di Davide Berloni* e Roberto Esposti**¹

*Dottorando presso il Dipartimento di Economia Politica, Università di Siena

**Ricercatore presso il Dipartimento di Economia, Università di Ancona

Recapito degli autori:

Roberto Esposti
Dipartimento di Economia – Università di Ancona
Piazzale Martelli, 8
60121 Ancona
e-mail: robertoe@deanovell.unian
tel. +39 71 2207119
fax +39 71 2207102

¹ Benché il lavoro sia il frutto di un comune sforzo dei due autori, a Berloni possono essere attribuiti i paragrafi 1, 3 ad Esposti i paragrafi 2, 4. Ringraziamo Pierpaolo Pierani, Franco Sotte e Massimo Tamberi per gli utili suggerimenti. Il lavoro è stato realizzato nell'ambito del Progetto di Ricerca finanziato dal MURST n. 9807016644.

SCELTE RESIDENZIALI E DELIMITAZIONE SPAZIALE DEI MERCATI LOCALI DEL LAVORO.

Una Applicazione alla Regione Marche

(Residential Choice and Spatial Definition of Local Labour Markets.

An Application to Marche Region)

J.E.L Classification: R23

Keywords: Spatial Contiguity, Local Labour Market, Migration

Abstract

The paper proposes an explanation of the migration behaviour over a regional space on the base of individual preferences and of the functioning of the local labour market. Data on employment and population dynamics at the municipal level often show a clear correlation as effect of spatial contiguity. Therefore, the paper set up an econometric model explaining employment-based individual residential choices also depending on the bordering context. According to the theoretical model, the observed population evolution can be used to define the extent of the local labour markets and consequently the incentive to migration. The model is applied to the municipal data of Marche region and results discussed according to the available boundaries of local labour markets. Moreover, a comparison between rural and urban communes is carried out to provide empirical evidence about the demographic evolution beyond the pull of employment growth.

1. Introduzione

L'ambizione di buona parte degli studiosi di geografia economica nonché di economia regionale è sempre stato quello di spiegare secondo motivazioni socio-economiche le ragioni dell'organizzazione delle attività e delle relazioni nello spazio. Di fatto, l'analisi economica del territorio altro non è che lo studio dell'autorganizzazione nello spazio degli agenti che operano al suo interno. La struttura del territorio può essere perciò intesa come l'esito a livello "macro" di comportamenti e motivazioni individuali, o di piccole comunità, quindi microeconomici (Schelling, 1978).

Anche la ricerca, sia teorica che empirica, spesso inconsapevolmente, sceglie tra le alternative di questo problema bifronte. Molta letteratura cerca di individuare l'esito organizzativo "macro"; fa, cioè, del territorio il suo oggetto di studio con l'obiettivo di individuarne le forme organizzative che le motivazioni micro hanno causato. Il prodotto di tale letteratura è essenzialmente l'individuazione di unità territoriali secondo qualche criterio che le rende omogenee e/o funzionali². Questo è anche l'obiettivo della definizione dei Sistemi Locali del Lavoro dell'ISTAT (ISTAT, 1997): individuare unità territoriali funzionali rispetto al mercato del lavoro locale. A differenza delle ripartizioni amministrative (province e comuni), tali unità territoriali sono costruite sulla scorta dei movimenti reali sul territorio, in questo caso gli spostamenti residenza-lavoro, e in tal senso costituiscono unità di indagine più appropriate dei mercati del lavoro locali.

Questo lavoro si concentra invece sull'altro lato del problema, cioè l'analisi delle motivazioni microeconomiche. In questo caso, e nella letteratura che lo ispira, l'obiettivo non è l'individuazione di aree omogenee o funzionali, bensì di considerare le unità territoriali date, e studiare le ragioni del comportamento insediativo degli individui o delle

² Su questo tema un interessante rassegna ed applicazione al caso marchigiano è Merlini (1999).

attività. Più concretamente, si vuole indagare la scelta residenziale degli individui nell'ipotesi che questa sia guidata da una motivazione semplice cioè le aspettative di opportunità di lavoro. Data la scala territoriale, tale comportamento modificherà la distribuzione della popolazione tra le unità territoriali stesse. Queste, cioè, sono in competizione nel contendersi l'insediamento della popolazione. A sua volta, esso è guidato dal mercato del lavoro locale il cui funzionamento e caratteristiche costituiscono, in ultima analisi, l'elemento competitivo tra territori. La dinamica demografica relativa, quindi, rivela le preferenze residenziali degli individui in relazione dei mercati del lavoro locali.

Allo scopo è necessario predisporre uno schema teorico in grado di descrivere i comportamenti insediativi e il funzionamento dei mercati del lavoro locali che li guidano. Una prima motivazione del lavoro, quindi, è quella di predisporre un modello econometrico che esprima i fondamenti teorici sottostanti le scelte insediative. Allo stesso tempo, peraltro, si vuole che il modello econometrico possa adeguatamente tenere conto della particolare distribuzione nello spazio dei dati statistici in seguito a fenomeni segregativi, quindi della loro correlazione spaziale (Le Sage, 1999). Poiché, infine, l'attenzione è posta sulla relazione esistente tra dinamica demografica ed occupazionale, il modello deve anche essere in grado di far fronte alla possibile simultaneità dei due processi.

Un ulteriore obiettivo è quello di verificare la coerenza del modello messo a punto con i Sistemi Locali del Lavoro individuati dall'ISTAT nel 1991. Tali sistemi probabilmente costituiscono, nonostante le obiezioni di carattere metodologico (Merlini, 1999 e Martini, 1988), la più avanzata delimitazione dei mercati locali del lavoro attualmente disponibile; quindi, costituiscono un banco di prova per la verifica della validità del modello. Tuttavia, il modello stesso può contribuire anche ad individuare alcuni dei limiti interpretativi dei

Sistemi Locali del Lavoro. Essi definiscono un'area funzionale in un determinato istante quindi statica, mentre gli agenti si comportano dinamicamente sul territorio in relazione a tutte le potenziali distanze, agli "infiniti raggi" che, potenzialmente, ne definiscono il movimento dalla posizione attuale. La lettura territoriale dei Sistemi Locali del Lavoro, invece, non fornisce elementi per valutare i motivi e le forme dei flussi migratori tra diversi sistemi locali che, invece, sono assai rilevanti soprattutto tra aree regionali centrali e periferiche e sono contemplati dal modello teorico qui presentato.

Il modello proposto viene applicato ai 246 comuni marchigiani nel periodo 1981-1996. Si tratta di una scala territoriale capace di cogliere i diversi comportamenti insediativi residenza-lavoro ed in particolare il pendolarismo e la migrazione. Peraltro, il territorio marchigiano costituisce un caso interessante in virtù, da un lato, della numerosità dei sistemi economici locali e dei mercati locali del lavoro e, dall'altro, del persistente dualismo tra aree costiere, o centrali, ed aree interne, o periferiche, che continua a sviluppare una significativa ridistribuzione demografica intra-regionale (Moretti, 1999).

2. Scelte insediative e mercato del lavoro: il modello econometrico

Si voglia verificare la relazione tra la variazione della popolazione (Y) e della occupazione (X) a livello comunale. Si dispone di n osservazioni relative ad altrettante unità territoriali; l' i -esima osservazione sarà dunque y_i e x_i . Si vuole analizzare la relazione tra le due variabili al fine di poter stimare $E(y_i|x_i)$. Il vettore $Y = (y_1, \dots, y_n)$ è un processo stocastico spaziale in cui i cambiamenti di stato sono dovuti a proprietà spaziali dell'attributo; in particolare, i dati del processo spaziale $\{y_i\}$ sono detti autocorrelati quando vi è una dipendenza tra i valori dei siti limitrofi (Haining, 1990): il valore di una osservazione ad un sito i è condizionata dal valore del limitrofo sito j . Quindi, l'esistenza di correlazione

spaziale invalida l'assunzione di *random sampling* per la variabile casuale $(y_i|x_i)$.

Assumendo il tradizionale modello di regressione il fenomeno si traduce nella presenza di autocorrelazione degli errori (Haining, 1990; Le Sage, 1999):

$$(1) \quad E(y_i|x_i) = c + x_i \mathbf{b} + e_i \quad \text{con} \quad E(e_i) = 0 \quad \text{e} \quad E(\hat{\mathbf{a}} \hat{\mathbf{a}}') = \mathbf{V}, \quad \forall i$$

ove c è un termine costante, $\mathbf{V}$ è la matrice di varianza-covarianza non diagonale dei termini di errore (e_i) ed esprime la dipendenza spaziale del processo stocastico Y . Il modello, quindi, non può essere stimato con i tradizionali stimatori OLS³. Si può però avanzare una ipotesi che spieghi la presenza di autocorrelazione; l'ipotesi, cioè, che i residui siano autocorrelati in quanto sono le variabili esplicative ad esserlo. In questo caso, l'assunzione di *random sampling* è valida per la variabile casuale $(y_i|\mathbf{X})$ ove $\mathbf{X}$ è il vettore $(n \times 1)$ della variabile indipendente in tutte le località osservate; il modello è quindi (Haining, 1990):

$$(2) \quad E(\mathbf{Y}|\mathbf{X}) = c\mathbf{1} + \mathbf{b} \mathbf{G} \mathbf{X} + u \quad \text{con} \quad E(u) = 0 \quad \text{e} \quad E(uu') = s^2 \mathbf{I}$$

dove c e $\mathbf{b}$ sono due parametri da stimare, $\mathbf{G} = \{g_{ij}\}$ è una matrice fissa di dimensione $(n \times n)$ che esprime la relazione tra siti. Attraverso $\mathbf{G}$, quindi, la variabile dipendente del sito i -esimo è condizionata dalla variabile. Si tratta della informazione fondamentale per identificare la relazione funzionale tra dinamiche demografiche e occupazionali di siti vicini, quindi per delimitare i mercati locali del lavoro.

Il modello (2) può essere stimato con il metodo OLS poiché i residui u non sono autocorrelati. Però, è anche empiricamente poco trattabile poiché $\mathbf{G}$ contiene potenzialmente $(n \times n)$ parametri non noti, cioè i condizionamenti tra i siti. Per rendere la

³ Berloni (1999) dimostra, mediante il test *joint-count*, che l'ipotesi di assenza di correlazione spaziale è rifiutata proprio nel caso delle dinamiche occupazionali e demografiche recenti dei comuni delle Marche.

(2) stimabile, la matrice G deve essere dunque specificata elaborando un opportuno impianto teorico.

2.1 Il modello per il comportamento insediativo: aspettative occupazionali e scelte residenziali

Seguendo un filone di letteratura consolidato (Khan *et al.*, 1998; Goetz, 1999), si assuma che un generico individuo residente nel sito i tragga utilità (U_i) dalle aspettative occupazionali relative al sito stesso espresse dal suo livello occupazionale (E_i). Questa utilità “guida” il comportamento dell’individuo rispetto alle proprie scelte residenziali. Al tempo t ha infatti tre opzioni: può decidere di lavorare nel proprio comune di residenza i senza alcun costo di pendolarismo o di trasferimento definitivo; oppure può lavorare in un comune j sufficientemente vicino a quello di residenza e sostenere un costo di pendolarismo $C_{ij,t}$; infine, può decidere di trasferirsi definitivamente in un comune j diverso da quello iniziale di residenza e sostenere un costo di migrazione $M_{ij,t}$.

Quindi, l’utilità associata al comune i -esimo al tempo t sarà funzione delle opportunità occupazionali nel sito i ma anche delle opportunità nei siti limitrofi j , al netto dei costi di pendolarismo eventualmente da sostenersi. In questo caso, quindi, la funzione di utilità di un individuo rappresentativo residente nel comune i sarà:

$$(3) \quad U_{ii,t}(E_{i,t}; E_{j,t}; C_{ij,t})$$

A questa utilità si contrappone l’utilità di risiedere nel comune j che sarà data dalle aspettative occupazionali meno i costi di migrazione da i a j ; quindi:

$$(4) \quad U_{ij,t}(E_{j,t}; M_{ij,t})$$

L’individuo tenderà a massimizzare le utilità derivanti dalle diverse locazioni e sceglierà la localizzazione che gli fornisce la massima utilità; cercherà cioè di massimizzare:

$$(5) \quad U_i = \max (U_{i1,t}, \dots, U_{iN,t})$$

Dove N è il numero dei comuni.

Poiché l'utilità ricavata dalla (5) "guida" la scelta residenziale, la popolazione al tempo t residente nel sito i è una qualche funzione delle aspettative occupazionali differenziali, cioè dalle opportunità disponibili in tale comune e di quelle relative agli altri comuni.

Quindi:

$$(6) \quad P_{i,t} = g G(U_{i1,t}, \dots, U_{iN,t}) = g G(E_{1,t}, \dots, E_{N,t}; C_{i1,t}, \dots, C_{iN,t}, \dots, M_{i1,t}, \dots, M_{iN,t})$$

ove g è una costante di proporzionalità. Convenzionalmente si può assumere che tale relazione funzionale G sia una Cobb-Douglas⁴:

$$(7) \quad P_{i,t}(E_{1,t}, \dots, E_{N,t}; C_{i1,t}, \dots, C_{iN,t}, \dots, M_{i1,t}, \dots, M_{iN,t}) = g \prod_{j=0}^N E_{j,t}^{a_j} * M_{ij,t}^{b_j} * C_{ij,t}^{d_j}$$

Dove a_j è il peso relativo delle opportunità occupazionali, b_j quello dei costi di migrazione e d_j dei costi di pendolarismo. Differenziando rispetto al tempo sarà possibile esprimere la relazione precedente in termini di tasso di variazione⁵:

(8)

$$\ln \frac{P_{i,t+k}}{P_{i,t}} = \ln g + \sum_j a_j \ln \left(\frac{E_{j,t+k}}{E_{j,t}} \right) + \sum_j b_j \ln \left(\frac{M_{ij,t+k}}{M_{ij,t}} \right) + \sum_j d_j \ln \left(\frac{C_{ij,t+k}}{C_{ij,t}} \right) \quad \forall j=1, \dots, N$$

La (8) è, in sostanza, un modello di dinamica demografica relativa del tipo *employment-based* (Goetz, 1999), in cui, cioè, i bilanci migratori sono spiegati dalle diverse dinamiche

⁴ Sebbene qui si è scelta la strada più semplice, è ovviamente possibile scegliere una forma funzionale flessibile che, a differenza della Cobb-Douglas, consenta una maggiore libertà nelle relazioni tra le variabili.

⁵ Tale relazione esplicita chiaramente come questo modello teorico assuma che le scelte residenziali vengano operate esclusivamente sulla scorta delle opportunità occupazionali; si tratta di una ipotesi fortemente restrittiva, potendo essere numerose le ragioni che spingono alla scelta del luogo di residenza. Il presente modello, quindi, si inserisce nel filone di letteratura dei cosiddetti modelli di migrazione *employment-based* (Goetz, 1999).

occupazionali, fatti salvi alcuni vincoli alla mobilità costituiti dai costi di migrazione e pendolarismo; il fondamento micro del modello, perciò, fa sì che la variazione della popolazione riveli in aggregato le preferenze degli individui nelle loro scelte residenziali.

Si assuma, ora, che il tasso di variazione dei costi di migrazione e pendolarismo è indipendente dal sito, perciò sono delle costanti a meno di un termine stocastico⁶:

$$\ln\left(\frac{M_{ij,t+k}}{M_{ij,t}}\right) = a_m + e_{i,t}^m \quad \text{e} \quad \ln\left(\frac{C_{ij,t+k}}{C_{ij,t}}\right) = a_c + e_{i,t}^c$$

Quindi, la (8) diviene:

$$(9) \quad \ln \frac{P_{i,t+k}}{P_{i,t}} = a + \sum_j a_j \ln\left(\frac{E_{j,t+k}}{E_{j,t}}\right) + e_{i,t}, \quad \forall i, j=1, \dots, N$$

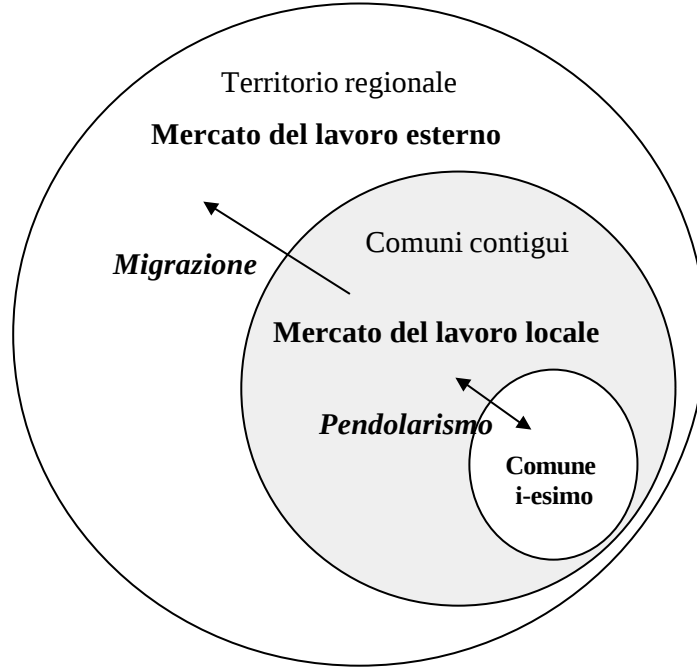
ove $a = \ln g + a_m + a_c$ e $e_{i,t}^1 = e_{i,t}^m + e_{i,t}^c$.

A questo punto il problema è specificare la sommatoria nella (9) giacché non è possibile stimare un parametro per ogni j-esimo sito. Rispetto al contesto territoriale scelto, cioè i comuni, la logica che si può seguire è l'individuazione di tre distinti ambiti spaziali. Il primo ambito è quello del comune medesimo in cui gli individui scelgono di risiedere in quanto vi lavorano oppure in quanto soddisfatti dalle prospettive occupazionali presenti. Un secondo contesto è quello dei comuni limitrofi scegliendo l'opzione del pendolarismo; in questo caso gli individui decidono di risiedere in un dato comune poiché questo condivide un mercato del lavoro locale con i comuni contigui; quindi è possibile lavorare in un altro comune rispetto a quella di residenza o comunque si ritengono soddisfacenti le prospettive occupazionali nei comuni limitrofi. Infine, vi è un terzo contesto territoriale

⁶ Tale assunzione può sembrare arbitraria soprattutto se si considera la differente dotazione infrastrutturale dei comuni urbani rispetto ai rurali. Tuttavia, si noti che ciò che si assume costante nello spazio è il tasso di variazione dei costi, non gli stessi in livello. Quindi è pur sempre ammesso che il costo di pendolarismo e migrazione dipendano dalle località di origine e di destinazione.

costituito dai comuni in cui gli individui possono andare a lavorare, o alla ricerca di opportunità occupazionali, migrando. In questo caso, gli individui fanno riferimento ad un mercato del lavoro esterno all'ambito locale del comune stesso, quindi all'intero contesto regionale⁷, che li costringe ad avvicinare il luogo di residenza a quello lavorativo.

La seguente figura rappresenta questo schema logico:



Ne consegue che la sommatoria nella (9) può essere riscritta come segue:

$$(10) \quad \sum_j a_j \ln \left(\frac{E_{j,t+k}}{E_{j,t}} \right) = a_1 \ln \left(\frac{E_{i,t+k}}{E_{i,t}} \right) + a_2 \ln \left(\frac{E_{j,t+k}}{E_{j,t}} \right)_{j \in Ci} + a_3 \ln \left(\frac{E_{j,t+k}}{E_{j,t}} \right)_{j \notin Ci}$$

⁷ Si trascura, perciò, la possibilità di migrazione interregionale. Questa, peraltro, è minoritaria rispetto a quella intra-regionale (Moretti, 1999). Inoltre, l'obiettivo del lavoro è proprio verificare la riallocazione demografica all'interno del territorio regionale.

ove C_i è l'insieme dei comuni contigui al sito i -esimo mentre $\ln\left(\frac{E_{j,t+k}}{E_{j,t}}\right)_{j \in C_i}$ e

$\ln\left(\frac{E_{j,t+k}}{E_{j,t}}\right)_{j \notin C_i}$ sono le medie ponderate⁸ relativi ai due insiemi $j \notin C_i$ e $j \in C_i$.

Nella (10) il primo termine esprime l'impatto esercitato dalla variazione dell'occupazione nel comune i -esimo, sulla variazione di popolazione del sito stesso; rispetto alla logica del modello è da attendersi un segno positivo del parametro. Il secondo termine esprime l'impatto esercitato dalla variazione di occupazione nei siti contigui; come detto alcune di questi condivideranno mercati del lavoro locali ed altri no e, di conseguenza, il segno del parametro può essere sia positivo che negativo; se, tuttavia, la contiguità è definita in modo opportuno rispetto alla dimensione geografica dei mercati del lavoro locale, è plausibile aspettarsi anche in questo caso un segno positivo. Infine, il terzo termine esprime l'impatto del contesto regionale, esclusi i comuni contigui, quindi ci si aspetta che il segno del parametro sia negativo.

Il modello da stimare diviene dunque:

(11)

$$\ln \frac{P_{i,t+k}}{P_{i,t}} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln\left(\frac{E_{i,t+k}}{E_{i,t}}\right) + \alpha_2 \ln\left(\frac{E_{j,t+k}}{E_{j,t}}\right)_{j \in C_i} + \alpha_3 \ln\left(\frac{E_{j,t+k}}{E_{j,t}}\right)_{j \notin C_i} + e_{i,t}^1, \quad \forall i, j=1, \dots, N$$

ove $e_{i,t}^1$ è un termine di errore I.I.D. con media 0 e varianza σ_1^2 .

Si noti che la (11) può essere letta come particolare specificazione della più generica (1).

Infatti, in essa, la variabile dipendente di un sito è funzione di una combinazione lineare della variabile esplicativa in tutti i siti. La (11) può essere ottenuta dalla (2) specificando

⁸ La ponderazione è relativa all'occupazione per comune nell'anno iniziale t .

la matrice G alla luce del modello comportamentale descritto⁹. Ciò consente di ottenere una versione empiricamente trattabile.

2.2 Il funzionamento del mercato del lavoro locale

Il modello nella (11) incontra un rilevante problema di carattere sia empirico che teorico. Esso, infatti, potrebbe essere stimato mediante OLS essendo una specificazione della (2). In questo caso, però, una ulteriore assunzione del modello classico di regressione viene normalmente negata in letteratura; infatti, una delle variabili indipendenti, $\ln\left(\frac{E_{i,t+k}}{E_{i,t}}\right)$, non sarebbe tale in quanto a sua volta dipendente da $\ln\frac{P_{i,t+k}}{P_{i,k}}$. In poche parole, sorge un problema di simultaneità (Manning, 1994).

A ben vedere, il problema si pone anche in chiave teorica. Infatti, non vi è nessuna solida ragione teorica nel ritenere che la dinamica occupazionale locale sia indipendente rispetto alla stessa dinamica demografica. Al contrario, le teorie della localizzazione sottolineano come i processi demografici ed economici si compenetrano, causandosi reciprocamente; ciò vale sia secondo l'impostazione neoclassica, mediante il concetto di economie di agglomerazione, che di altro stampo mediante il concetto di causazione circolare cumulativa. Comunque, l'endogeneità introduce nel modello una complicazione che può essere affrontata a diversi livelli. Khan *et al.* (1998) propongono di ricorrere a variabili strumentali, che in sostanza significa stimare attraverso un ulteriore modello di regressione la dinamica occupazionale. L'idea di fondo è quella di costruire un semplice

⁹ La specificazione di G per passare dalla (2) alla (11), con $y = \ln(P_{t+1}/P_t)$ e $x = \ln(E_{t+1}/E_t)$, si ottiene definendo per ogni sito i suoi siti limitrofi e non, ed associando ad ognuno un parametro α/b la quota relativa sull'occupazione totale per ottenere la ponderazione.

modello del mercato del lavoro locale che possa a sua volta spiegare la dinamica occupazionale¹⁰; la stima del modello consente di risolvere il problema di simultaneità sostituendo il valore stimato nella (11). Questa stessa idea è qui adottata, sebbene con una variante relativamente alla formulazione del modello e alla tecnica di stima.

La figura 1 rappresenta sinteticamente il funzionamento del mercato del lavoro locale specificato. Si esprima la domanda e l'offerta di lavoro locale (cioè del sito i al tempo t) in funzione del reddito da lavoro atteso (W)¹¹ e del tasso di occupazione (E/P). Le curve di domanda ed offerta avranno le solite forme ed andamenti; nel caso dell'offerta, peraltro, essa tenderà ad impennarsi nei dintorni del valore 1 che, comunque, in presenza di pendolarismo può essere teoricamente superato¹². L'indice e individua la situazione di equilibrio sul mercato del lavoro. Nel caso il mercato rimanga costantemente in equilibrio e non vi siano movimenti delle curve, l'occupazione può aumentare solo in corrispondenza di un aumento della popolazione. In questo caso, quindi, la crescita demografica, pur rimanendo W e E/P costanti¹³, costituisce l'unico motore di crescita occupazionale.

¹⁰ Si tratta di un modello fortemente stilizzato rispetto alle numerose specificità strutturali e territoriali che potrebbero condizionare il mercato del lavoro locale. Rimane il fatto, però, che l'obiettivo del lavoro è collegare dinamica demografica ed occupazionale. Quindi, l'attenzione maggiore nella definizione del modello del mercato del lavoro è proprio rivolta al ruolo svolto sia dalla variazione che dall'entità della popolazione locale nell'indurre crescita occupazionale.

¹¹ Non si tratta esplicitamente di salario in quanto si vuole comprendere nell'analisi anche il reddito da lavoro autonomo.

¹² Infatti, il dato che qui viene considerato è quello degli addetti a livello comunale. Quindi, è teoricamente possibile che gli addetti siano maggiori della popolazione (vedi Appendice).

¹³ Proprio affinché E/P rimanga costante, la crescita di P impone proporzionale crescita di E .

Si assuma, invece, che il mercato possa non essere in equilibrio. In presenza di perfetta razionalità, non sarà mai possibile osservare, *ceteris paribus*, un livello superiore a $(E/P)^0$; però, esso potrà essere inferiore. Al tempo 0 sarà, infatti, possibile avere o eccesso di offerta (disoccupazione involontaria), se il reddito da lavoro atteso è W^I , oppure eccesso di domanda (disoccupazione volontaria) se è W^V . In entrambi i casi, ed in presenza di salari flessibili, è da attendersi che ad un tempo successivo 1 risulti $(E/P)^I > (E/P)^0$. Quindi, quanto più basso è il valore iniziale del tasso di occupazione tanto più è da attendersi, *ceteris paribus*, incremento dell'occupazione. Viceversa, in presenza di disequilibrio, nulla può essere previsto in termini di relazione tra reddito da lavoro iniziale e variazione dell'occupazione. *Ex-post*, comunque, il segno di tale relazione può fornire informazioni sulla natura della flessibilità, verso l'alto e verso il basso, del reddito atteso stesso. In presenza di scarsa flessibilità verso il basso, per esempio, non si osserverà relazione inversa tra W iniziale e variazione di E .

Questa rappresentazione stilizzata del mercato del lavoro locale, permette di definire il modello che spiega il tasso di variazione dell'occupazione nella località *i-esima*. Come detto, in primo luogo è in relazione con il di tasso di variazione della popolazione. Inoltre, sebbene non sia possibile definire il segno *a priori*, esso sarà in relazione con il valore iniziale del tasso di occupazione $(E/P)^0$ e del reddito atteso da lavoro W^0 .

Infine, si vuole tenere conto del fatto che la concentrazione di popolazione può, in quanto tale, significativamente modificare la domanda di lavoro. La concentrazione di numerose attività, soprattutto del terziario, nei principali centri urbani, fa sì che la curva di domanda sia, *ceteris paribus*, spostata verso l'alto ove vi è maggiore popolazione; secondo la figura 1, si ha, cioè, la curva domanda $D_2 > D_1$ se la popolazione nel sito 2 è superiore al sito 1. Peraltro, se tali fenomeni di scala possono subentrare oltre un certo livello critico di popolazione, è altresì vero che essi possano attenuarsi oltre valori di popolazione

superiori, per fenomeni di congestione e quindi crescenti e contrastanti diseconomie di agglomerazione. Quindi, il livello di popolazione può, esso stesso, essere motore di variazione delle opportunità occupazionali locali.

[Figura 1 qui]

Il modello è, perciò, il seguente:

$$(12) \ln \frac{E_{i,t+k}}{E_{i,t}} = a_0 + a_1 \ln \left(\frac{E_{i,t}}{P_{i,t}} \right) + a_2 \ln W_{i,t} + a_3 \ln P_{i,t} + a_4 \ln P_{i,t}^2 + a_5 \ln \frac{P_{i,t+k}}{P_{i,t}} + e_{i,t}^2$$

ove $\ln P_{i,t}$ e $\ln P_{i,t}^2$ dovrebbero catturare i fenomeni ora menzionati e legati all'agglomerazione e $e_{i,t}^2$ è un termine di errore I.I.D. con media 0 e varianza s_2^2 .

Combinando la (12) con la (11) risulta chiaramente come entrambe le variabili-chiave che si intende analizzare a livello locale, variazione occupazionale e demografica, sono endogene poiché legate da un rapporto di reciproca causazione.

3. Gli aspetti econometrici ed i risultati

Come già esposto, la (11) e la (12) costituiscono un sistema di equazioni simultanee; come tale, la stima dei parametri condotta mediante separate stime OLS dei due modelli non è corretta; essi vanno stimati insieme¹⁴. Tra le tecniche di stima di modelli simultanei che non richiedono l'assunzione di particolari distribuzioni del termine di errore¹⁵, il metodo

¹⁴ Khan *et al.* (1999) propongono un modello per la (12) che non contiene il tasso di variazione della popolazione. Quindi, il metodo proposto da tali autori consiste nell'utilizzo della stima della variabile dipendente della (12) come variabile strumentale nella (11).

¹⁵ In questi casi, è frequente anche l'uso dello stimatore FIML che però si basa sull'assunzione di normalità del termine di errore.

dei minimi quadrati a tre stadi (3SLS) è asintoticamente efficiente (Goldberger, 1991). Perciò, tale stimatore verrà adottato in questa sede. I dati impiegati sono relativi ai 246 comuni delle Marche e sono descritti in dettaglio nell'appendice.

La tabella 1 riporta i risultati della stima del modello descritto nel caso in cui i comuni limitrofi ad ogni osservazione siano quelli compresi in una distanza massima tra i baricentri geografici ed in linea d'aria di 10 Km¹⁶. Oltre alle stime ottenute applicando il modello a tutti i comuni marchigiani, si riportano anche i risultati relativi ai sub-campioni relativi ai comuni rurali e urbani secondo la definizione descritta in appendice. Come si può notare, numerosi sono i parametri statisticamente non diversi da zero. Ciò sottolinea una qualità statistica della stima non molto elevata come confermato dai valori degli R^2 delle equazioni. Tuttavia, si tratta di un problema comune a molte indagini analoghe con uso di dati *cross-section* su base territoriale (Khan *et al.*, 1999). Si commenteranno, quindi, solo i parametri significativi e le eventuali differenze che emergono tra i sub-campioni.

In primo luogo si noti che nel caso del modello residenziale, cioè la (12), i segni dei parametri relativi alla località stessa (α_1) e ai siti non limitrofi (α_3) sono concordi con quanto previsto dal modello. Invece il parametro dei siti limitrofi (α_2) non è statisticamente significativo, sebbene sul campione totale il segno risulti negativo, in contrasto con l'ipotesi di pendolarismo nell'ambito del mercato locale costituito dai comuni nel raggio di 10 Km. In questo senso, implicitamente il risultato suggerisce che il mercato locale non è correttamente delimitato in questi termini.

¹⁶ Si tratta di una apparente banalizzazione della dimensione spaziale dei mercati del lavoro. Nelle pagine seguenti, tuttavia, mediante il ricorso ai Sistemi Locali del Lavoro, si cercherà di definire in maniera più propria l'ambito locale e sovralocale rispetto ad ogni sito.

Per quanto riguarda il modello del mercato del lavoro locale due sono i parametri significativi: il tasso di occupazione iniziale ed il tasso di variazione della popolazione. A livello locale, quindi, l'occupazione aumenta tanto più quanto, da un lato, si espande l'offerta e la domanda per effetto della espansione demografica, dall'altro come risultato della convergenza verso l'equilibrio sul mercato del lavoro in presenza di eccesso di domanda od offerta iniziale. Il dato relativo al reddito pro-capite può essere interpretato in due modi: o come indicazione della scarsa affidabilità come *proxy* del reddito da lavoro atteso, oppure, come dimostrazione del fatto che, diversi andamenti sul mercato del lavoro in presenza di disequilibrio, possono produrre varie relazioni tra variazione della disoccupazione e reddito atteso, così da sortire una stima non significativa del parametro.

Allorché si considerano i sub-campioni, alcune interessanti peculiarità emergono. In primo luogo, il modello mostra capacità previsiva e coerenza teorica allorché si considerano i comuni rurali (cioè 175 su 246). Invece, la qualità statistica si abbassa notevolmente allorché si considerano i comuni urbani. Per questi, inoltre, si evidenzia la sostanziale inconsistenza del modello impostato: l'effetto della variazione della occupazione nei siti non limitrofi, infatti, condiziona le scelte residenziali in maniera non compatibile con l'alternativa di migrazione. Infine, nel modello del mercato del lavoro locale, non emerge una relazione diretta significativa tra variazione dell'occupazione e della popolazione. Evidentemente, il modello non è in grado di rappresentare adeguatamente le scelte residenziali ed i mercati del lavoro allorché si considerano i principali centri urbani della regione.

Il dato più rilevante che emerge dalla tabella 1 è, comunque, la difficoltà nel definire i contorni del mercato del lavoro locale. Questo, infatti, comporta l'individuazione dell'area entro cui gli individui si muovono dal luogo di residenza a quello di lavoro e viceversa. Come si è visto, però, il segno del parametro relativo ai siti limitrofi nel modello è

negativo e, comunque, non significativo mentre, nella logica del modello, esso dovrebbe essere positivo. Una spiegazione può essere data dal fatto che l'ambito dei siti limitrofi è stato scelto troppo vasto, così da superare ampiamente i limiti effettivi del mercato del lavoro locale. Allo scopo, viene di nuovo stimato il modello definendo però i siti limitrofi nell'ambito di un raggio di 5 Km, in linea d'aria, invece dei precedenti 10.

[Tabella 1 qui]

Questa nuova definizione del raggio entro cui si ipotizzano gli spostamenti residenza-lavoro, definisce un mercato del lavoro locale di dimensioni chiaramente diverse. Non si tratta di valori casuali delle distanze scelte. Esse, infatti, definiscono delle aree circolari intorno ad ogni sito la cui dimensione è paragonabile a quella dei Sistemi Locali del Lavoro e delle cosiddette Regioni Funzionali del Lavoro (ISTAT-IRPET, 1989), cioè le aggregazioni di second'ordine costruite sempre sulla base degli spostamenti residenza-lavoro ma applicate ai sistemi locali stessi¹⁷. In tabella 4 viene riportato il numero di comuni in media presenti nei mercati del lavoro locali secondo i diversi raggi e secondo i Sistemi Locali e le Regioni Funzionali del Lavoro dell'ISTAT delle Marche. Sebbene si tratti di un indicatore sommario, il numero dei comuni in media compresi è una misura dell'ampiezza dei mercati locali del lavoro. Si noti, che tale dimensione nel caso di raggio di 5 Km è molto simile alla classificazione ISTAT mentre è molto più ampia nel caso di 10 Km, che invece è simile a quella delle regioni funzionali.

La tabella 2 riporta i risultati della stima del modello con tale nuova definizione dei siti limitrofi. Le differenze che emergono sono limitate; i risultati rilevanti sono gli stessi già

¹⁷ Mentre i sistemi locali del lavoro sono relativi al Censimento del 1991, le regioni funzionali sono state calcolate solo per il Censimento 1981.

osservati nel precedente caso. Va comunque notato che il nuovo raggio sortisce il risultato atteso; il segno del parametro relativo ai siti limitrofi secondo il modello residenziale cambia effettivamente di segno e risulta positivo come previsto. Tuttavia, il parametro rimane non significativamente diverso da zero. Quindi, è evidente che, sebbene la logica che guida il modello appare giustificata, essa risulta di difficile applicazione empirica; la scelta di definire un raggio di tale area uguale a tutti i siti può spiegare la debolezza dei risultati relativi.

E' evidentemente opportuno specificare meglio questo ambito locale sulla scorta di qualche criterio funzionale per la delimitazione degli ambiti di pendolarismo. Se la dimensione dei sistemi locali con raggio di 5 Km può essere quella corretta, la forma, cioè una corona circolare introno ad ogni sito, è grossolana. I sistemi locali hanno, cioè, uno sviluppo anisotropo, relativo alla reale accessibilità dei siti ed alla integrazione socio-economica tra essi. Per questa ragione, una valida alternativa può essere definire i siti limitrofi sulla scorta della esistente classificazione dei Sistemi Locali del Lavoro dell'ISTAT (ISTAT, 1997). Questi, infatti, hanno lo scopo di aggregare comuni tra loro al fine di individuare aree in cui è massima la possibilità dei residenti di muoversi al suo interno per trovare occupazione senza doversi trasferire ad un'altra area (ISTAT-IRPET; 1989; Merlini, 1999). Perciò, hanno una forma "disegnata" dai comportamenti della popolazione sul territorio.

Per ogni comune, dunque, è possibile definire i siti limitrofi semplicemente come l'insieme dei comuni appartenenti allo stesso Sistema Locale del Lavoro. La tabella 3 riporta i risultati del modello applicato a tale caso. Essi non si discostano molto da quanto riportato in tabella 2. Tuttavia, la qualità statistica migliora leggermente, il parametro relativo ai siti limitrofi appare correttamente positivo e la sua significatività statistica migliora leggermente. In generale, quindi, specificare i siti limitrofi secondo la suddetta

classificazione ISTAT sembra produrre qualche miglioramento; tuttavia, rimane spazio per una più precisa e specifica individuazione dei mercati locali del lavoro a cui riferire il quadro teorico adottato.

[Tabelle 2,3,4 qui]

Infine, il modello specificato nella (11) consente alcuni interessanti test di ipotesi. La somma dei tre parametri $\alpha_1 + \alpha_2 + \alpha_3$ ha, in particolare, una interessante interpretazione economica. Essa identifica l'effetto sulla crescita della popolazione di una variazione equiproportionale in tutti i siti delle opportunità occupazionali; è possibile testare se questa somma è statisticamente diversa da zero oppure no, ed in quest'ultimo caso si può concludere che una variazione uniforme dell'occupazione non ha effetti sulla crescita demografica (*ipotesi di neutralità*). Al contrario, il rigetto dell'ipotesi confermerebbe l'esistenza di dinamiche demografiche non riconducibili alla migrazione *employment-based*. Peraltro, è possibile che l'effetto combinato delle variazioni occupazionali differisca a seconda del grado di ruralità del comune. Allo scopo, la stima per il sotto-campione dei comuni rurali consente di verificare l'equivalenza statistica dei parametri ottenuti su tutto il campione e sul sotto-campione (*ipotesi di equivalenza strutturale*).

Se le due ipotesi vengono rigettate, possono essere avanzate due possibili e contrastanti spiegazioni, entrambe riconducibili al presunto dualismo rurale-urbano. Da un lato, si può ritenere che sulle popolazioni delle aree rurali continua ad esercitarsi una forte attrattiva urbana, al di là delle prospettive occupazionali offerte. Dall'altro, però, si può pensare al prevalere del più recente fenomeno di riflusso residenziale che favorisce le aree rurali, e le sue amenità rispetto a quelle urbane. Inoltre, che la migrazione sia o meno *employment-based*, è comunque possibile che parte della varianza del tasso di variazione demografica

sia dovuta piuttosto al movimento naturale, e non migratorio, della popolazione. Se diverse aree hanno diversi indici di nati-mortalità, i divari nei tassi di variazione della popolazione non saranno esclusivamente *employment-based*. In particolare, nelle aree rurali vi è spesso maggiore presenza di popolazione anziana e, quindi, è possibile che ipotesi di neutralità ed equivalenza strutturale siano violate a causa della diversa nati-mortalità tra aree. In questo caso, peraltro, si spiegherebbe anche la ridotta capacità esplicativa del modello rispetto alla variabile dipendente.

La tabella 5 riporta i risultati dei test. Si conferma la sostanziale differenza dei risultati ottenuti adottando un raggio di 10 km oppure uno di 5 od i Sistemi Locali del Lavoro. Nel primo caso, infatti, sia l'ipotesi di neutralità che di equivalenza strutturale sono accettate; sono invece respinte negli altri due. Allorché, quindi, l'ambito del mercato del lavoro condiviso è più precisamente definito per ogni comune, si osserva comunque variazione demografica anche in presenza di variazione uniforme dell'occupazione; ciò confermerebbe l'esistenza di tendenze di evoluzione demografica indipendenti dai differenziali di dinamica occupazionale tra i siti. Inoltre, sembra emerga una specificità dei comuni rurali rispetto a quelli urbani, che confermerebbe l'esistenza di dinamiche demografiche secondo un qualche dualismo rurale-urbano.

[Tabella 5 qui]

4. Considerazioni conclusive

Lo sviluppo dei sistemi socio-economici locali e dei relativi mercati del lavoro è oggetto di una vastissima letteratura sia nazionale che internazionale. Le Marche, ed i suoi territori, sono tra le realtà regionali più interessanti e studiate in questo ambito. Scopo di

questo lavoro è affrontare il tema della delimitazione territoriale dei mercati del lavoro sulla scorta di un modello econometrico con adeguati fondamenti teorici di cui propone una verifica empirica nel caso marchigiano.

In primo luogo, si sottolinea come in letteratura l'analisi quantitativa dei dati territoriali non sempre tiene conto di un aspetto cruciale dal punto di vista statistico, cioè l'esistenza di correlazione spaziale dei dati. Allorché la correlazione venga confermata, è necessario definire e stimare dei modelli che tengano adeguatamente conto degli effetti di contiguità spaziale. Il lavoro, perciò, propone un modello teorico che esprime le scelte residenziali proprio in relazione ai siti contigui. Ulteriormente, l'andamento occupazionale viene spiegato sulla scorta di una rappresentazione teorica del mercato del lavoro locale.

La stima del modello ad equazioni simultanee che ne deriva conferma in parte i presupposti teorici dello stesso. Tuttavia, emergono anche concrete difficoltà empiriche in relazione, in particolare, alla definizione della dimensione dei mercati locali del lavoro. Sulla scorta dei risultati emerge, infatti, la necessità di specificare in maniera più puntuale ed in funzione di alcune variabili territoriali tali aree. I Sistemi Locali del Lavoro dell'ISTAT sono largamente ritenuti le unità territoriali di riferimento per la definizione dei mercati del lavoro locale. Tuttavia, i risultati ottenuti sembrano evidenziare alcune difficoltà di adeguamento del modello teorico adottato alla ripartizione dei comuni marchigiani secondo quello schema. In parte, ciò è anche riconducibile alla sostanziale differenza tra l'impianto teorico impiegato e la logica con cui i Sistemi Locali del Lavoro vengono definiti. Questi, infatti, hanno lo scopo di individuare aree funzionali sulla scorta di dati per loro natura statici (i dati censuari). Il modello presentato, invece, si basa sul raggio entro cui, a partire da ogni comune, è possibile definire mercati del lavoro condivisi in una ottica dinamica, contempla, cioè, anche la possibilità di spostamenti residenziali nel medio-lungo periodo.

Un ulteriore problema di carattere sia teorico che empirico, riguarda la definizione del funzionamento del mercato del lavoro locale. Alla luce di quanto detto, infatti, è necessario specificare un modello che ben rappresenti tale funzionamento; l'effettiva capacità di tale modello di interpretare i dati osservati condiziona anche la capacità di individuare gli ambiti dei mercati del lavoro condivisi. I risultati ottenuti, mostrano che il modello del mercato del lavoro qui adottato risulta abbastanza approssimativo e con scarsa capacità interpretativa. In tale direzione, quindi, risulta necessario indirizzare ulteriore sforzo di ricerca.

Figura 1 – Funzionamento del mercato locale del lavoro in presenza di salari flessibili

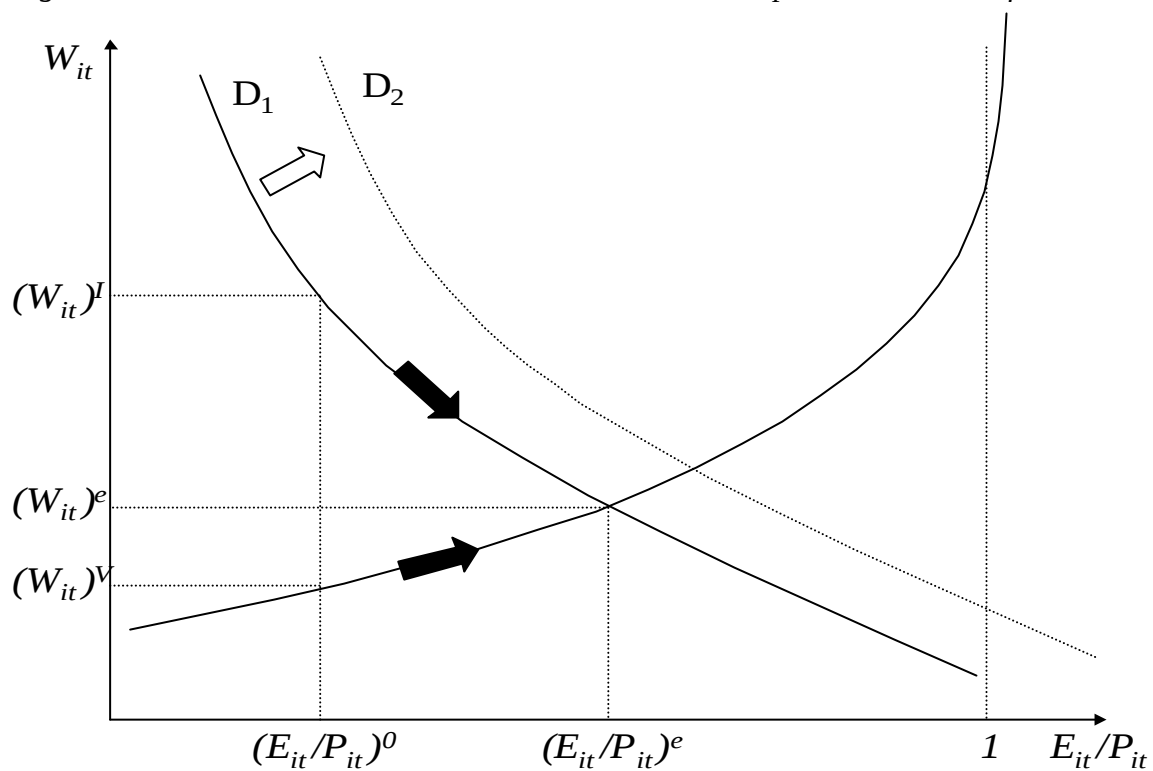


Tabella 1 – Risultati della stima del modello con raggio 10 km (tra parentesi gli errori standard)

	≤ 10 Km		
	<i>Marche</i>	<i>Sub-campione Rurale</i>	<i>Sub-campione Urbano</i>
<i>Modello residenziale</i>¹⁸			
α_0	0.03 (0.02)	-0.022 (0.019)	-0.014 (0.104)
α_1	0.478* (0.140)	0.400* (0.122)	0.376* (0.180)
α_2	-0.012 (0.066)	-0.001 (0.075)	1.184 (1.074)
α_3	-0.943* (0.438)	-0.409* (0.183)	6.678 (6.285)
<i>Mercato del lavoro</i>			
α_0	-0.035 (0.234)	-0.011 (0.348)	2.196 (4.039)
α_1	-0.043* (0.015)	-0.0314* (0.008)	-0.097* (0.030)
α_2	0.023 (0.079)	0.010 (0.110)	-0.315 (0.593)
α_3	0.015 (0.020)	0.014 (0.059)	-0.376 (0.679)
α_4	-0.001 (0.002)	-0.001 (0.004)	0.022 (0.042)
α_5	1.582* (0.438)	2.152* (0.698)	0.128 (1.048)
R ² (1)	0.30	0.33	0.13
R ² (2)	0.28	0.32	0.07

* significativo al 95% di confidenza

¹⁸ Con modello residenziale si indica la (11), con mercato del lavoro la (12).

Tabella 2 - Risultati della stima del modello con raggio 5 km (tra parentesi gli errori standard)

	≤ 5 Km		
	Marche	Sub-campione Rurale	Sub-campione Urbano
Modello residenziale			
a_0	0.044 (0.063)	0.349 (0.043)	-0.079 (0.362)
a_1	0.388* (0.170)	0.337* (0.142)	0.424* (0.145)
a_2	0.046 (0.122)	0.004 (0.038)	0.569 (1.249)
a_3	-3.053* (0.571)	-0.135* (0.477)	16.006 (35.382)
Mercato del lavoro			
a_0	-0.055 (0.239)	-0.016 (0.402)	-1.353 (3.994)
a_1	0.014* (0.003)	0.030* (0.007)	0.023 (0.079)
a_2	0.026 (0.081)	0.014 (0.125)	0.236 (0.642)
a_3	0.008 (0.035)	0.016 (0.061)	0.126 (0.642)
a_4	-0.007 (0.024)	-0.011 (0.043)	-0.007 (0.040)
a_5	1.944* (0.389)	2.508* (0.608)	3.962* (1.103)
R ² (1)	0.31	0.33	0.09
R ² (2)	0.28	0.31	0.10

* significativo al 95% di confidenza

Tabella 3 - Risultati della stima del modello applicato ai Sistemi Locali del Lavoro (tra parentesi gli errori standard)

<i>Modello residenziale</i>		<i>Mercato del lavoro</i>	
a_0	0.069 (0.049)	a_0	-0.201 (0.451)
a_1	0.291** (0.103)	a_1	0.049** (0.021)
a_2	0.024* (0.014)	a_2	0.077 (0.099)
a_3	-5.702** (2.266)	a_3	0.029 (0.073)
		a_4	-0.002 (0.004)
		a_5	1.837** (0.384)
R ²	0.35	R ²	0.28

** significativo al 95% di confidenza; * significativo al 90% di confidenza

Tabella 4 – Numero medio di comuni nei mercati del lavoro locali

	Numero medio di comuni
Raggio ≤ 10 Km	29
Raggio ≤ 5 Km	8
Sistemi Locali del Lavoro (ISTAT, 1997) ¹⁹	6
Regioni Funzionali del Lavoro (ISTAT-IRPET, 1989)	27

Tabella 5 - Risultati dai test delle ipotesi di neutralità e di equivalenza strutturale²⁰

	10 Km	5 Km	Sistemi Locali del Lavoro
<i>Ipotesi di neutralità</i>	2,56	5,18*	36,85*
<i>Ipotesi di equivalenza strutturale</i>	0,82	7,98*	84,21*

* significativo al 95% di confidenza

¹⁹ Si considerano solo i comuni marchigiani appartenenti a sistemi locali e regioni funzionali del lavoro con località centrale delle Marche.

²⁰ Si tratta di test di Wald sulle relative restrizioni; quindi, la distribuzione asintotica da cui ricavare i valori critici e χ^2 .

APPENDICE: I DATI IMPIEGATI

La stima del modello presentata nelle pagine precedenti è realizzata impiegando i dati dei 246 comuni marchigiani, relativi alle seguenti variabili: popolazione residente per comune nel 1981 e nel 1996; addetti alle attività produttive per comune nel 1981 e nel 1996; reddito da lavoro pro-capite per comune nel 1992; grado di ruralità per comune nel 1991.

La popolazione residente nel 1981 e 1996 è relativa ai residenti registrati all'anagrafe per comune secondo l'ISTAT. La dinamica degli addetti a livello comunale è relativa ai dati, resi comparabili, riportati nel Censimento Intermedio dell'Industria, dell'Artigianato e del Commercio del 1996 e nel Censimento dell'Industria, dell'Artigianato e del Commercio del 1981. Il dato considerato è quello degli addetti alle unità locali per comune. Quindi, ciò che viene rilevato è l'esercizio dell'attività lavorativa nel comune piuttosto che gli occupati residenti nello stesso; inoltre, si considerano le unità locali e non le imprese proprio perché si vuole cogliere il luogo dello svolgimento dell'attività lavorativa piuttosto che la localizzazione delle imprese.

La scelta del Censimento Intermedio è dettata dalla mancanza di rilevazioni sull'occupazione a livello comunale successive all'ultimo Censimento del 1991; questa scelta, tuttavia, crea alcuni problemi di comparabilità con il censimento del 1981. In particolare, il censimento del 1996 ha un campo di osservazione differente rispetto a quello del 1981. Tutte le imprese che esercitano l'attività principale nel settore industriale e dei servizi, in organizzazioni *profit* (unità costituite con fini di lucro, comprese le cooperative), hanno costituito il campo di osservazione del Censimento Intermedio. Sono state perciò escluse le unità che esercitano l'attività principale nel settore dell'agricoltura e nel settore dei servizi di pubblica utilità, quali l'istruzione e la sanità, e le unità no-profit, quali le istituzioni pubbliche e le istituzioni sociali private. I settori dell'istruzione e della sanità sono stati esclusi dal campo di osservazione del Censimento Intermedio a causa

della scarsa rilevanza, in essi, delle imprese private che da sole fornirebbero un'immagine distorta di questi settori. Analogamente l'agricoltura, silvicoltura e pesca sono escluse per la scarsa rappresentatività delle imprese rilevate in questi comparti nei censimenti dell'industria, commercio e artigianato. Data la specificità di tali dati, è stato perciò necessario ricorrere ai dati del Censimento del 1981 omogenei a quelli del Censimento Intermedio.

Il reddito da lavoro pro-capite comunale è ricavato direttamente dall'Ufficio Statistico della Regione Marche. Il dato consiste nel reddito imponibile IRPEF totale del comune diviso il numero dei contribuenti nell'anno 1992. Esso, quindi, funge da *proxy* del reddito da lavoro atteso previsto dal modello. In realtà, il modello richiederebbe l'uso del valore iniziale (cioè anno 1981) del reddito atteso da lavoro; questo dato però non è disponibile e lo si è perciò sostituito con il primo anno disponibile (appunto il 1992) assumendo che questo sia una valida *proxy* di quello del 1981. Infine, il modello viene anche stimato separatamente per il sottocampione dei comuni rurali e di quelli urbani. Tale distinzione è realizzata mediante il grado di ruralità del comune secondo la definizione OCSE (OECD, 1994): un comune è rurale se la densità di popolazione è minore a 150 abitanti per Km², mentre è urbano se è maggiore di 150.

BIBLIOGRAFIA

Anselin, L. (1988), *Spatial Econometrics.: Methods and Models*, Dordrecht, Kluwer Academic Press.

Antle, J.M. (1999), *Optimal Spatial Scale for Evaluating Economic and Environmental Tradeoffs*, AAEA Annual Meeting, Nashville, TN.

Barkley, D.L., Henry, M.S., Bao, S. e Brooks, K.R. (1995), How functional are Economic Areas? Tests for Intra-Regional Spatial Association Using Spatial Data Analysis, *Papers in Regional Science*, Vol. 74, 297-316.

Berloni, D. (1999), *Diffusione territoriale dello sviluppo nelle Marche. Una analisi statistica di segregazione spaziale*, Tesi di Laurea, a.a. 1998/99, Facoltà di Economia, Università di Ancona.

Cliff, A.D. e Ord, J.K. (1981), *Spatial processes: models and application*, Pion, Londra.

Ding, Y. e Fotheringham, A.S. (1992), The integration of spatial analysis and GIS, *Computers, Environment and Urban Systems*, nr. 16, pp. 3-19.

Goetz, S.J. (1999), *Migration and Local Labour Market*, The Web Book of Regional Science, Regional Research Institute, West Virginia University.

Goglio, S. (a cura di), (1982), *Italia: centri e periferie*, Franco Angeli, Milano.

Goldberger A.S. (1991), *Course in Econometrics*, Harvard University Press, Cambridge Mass..

Haining, R. (1990), *Spatial data analysis in the social and environmental sciences*, Cambridge University Press, Cambridge.

Harris, J.R. e Todaro, M. P. (1970), Migration, Unemployment and Development: a two-sector analysis, *American Economic Review*, Vol. 60, n. 1, 126-142.

- Henry, M. e Drabenstott, M. (1996), A New Micro-View of the U.S. Rural Economy, *Economic Review*, n. 2, 53-70.
- Hubert, L.J., Golledge, R.G. e Costanzo, C.M. (1981), Generalized procedures for evaluating spatial autocorrelation, *Geographical Analysis*, nr. 13, pp. 224-233.
- ISTAT (1997), *Sistemi Locali del Lavoro 1991*, Roma.
- ISTAT-IRPET (1989), *I mercati locali del lavoro in Italia*, Milano: Franco Angeli.
- Khan, R., Orazem, P.F. e Otto, D. (1998), *Deriving Empirical Definitions of Spatial Labour Market: the Role of Competing Versus Complementary Growth*, Working Paper, Iowa State University.
- Krugman, P. (1993), On the Number and Location of Cities, *European Economic Review*, nr. 37, pp. 293-298.
- Le Sage, J.P. (1999), *Spatial Econometrics*, The Web Book of Regional Science, Regional Research Institute, West Virginia University.
- Manning, N. (1994), Earnings, Unemployment and Contiguity: Evidence form British Counties 1976-1992, *Scottish Journal of Political Economy*, Vol. 41, n. 1, 43-68.
- Martin, R. (1998), The New “Geographical Turn” in the Economics: some critical reflection, mimeo, marzo.
- Martini, M. (1988), Un nuovo metodo per la individuazione dei mercati del lavoro autocontenuti e compatti, in Atti di Studio del Gruppo Aderente all’IFCS, SIS.
- Merlini, A. (1999), Una proposta di analisi ai fini della distrettualizzazione della Regione Marche, in: A.A.V.V., *Studi PIT. Problematiche di Distrettualizzazione*, Regione Marche-ASTAC.
- Moretti, E. (1999), Nota sui risultati emersi dalla collaborazione tra l’osservatorio regionale sul mercato del lavoro e l’istituto di matematica e statistica dell’Università di

Ancona, in: A.A.V.V., *Studi PIT. Problematiche di Distrettualizzazione*, Regione Marche-ASTAC.

Molho, I. (1982), Contiguity and Regional Migration Flows, *Scottish Journal of Political Economy*, Vol. 29, n. 2, 283-297.

OECD (1994), *Creating Rural Indicators for Shaping Territorial Policy*, Parigi.

OECD (1996), *Territorial Indicators of Employment. Focusing on Rural Development*, Parigi.

Ponsard, C. (1958), *Historie des théories écomoniques spatiales*, Centres d'Etudes Economiques, Parigi.

Rhodes, D. e Renkow, M. (1998), *Explaining Rural-Urban Earnings Differentials in the U.S.*, AAEA Annual Meeting, Salt Lake City, Utah.

Schelling, T.C. (1978), *Micromotives and Macrobehaviour*, New York: W.W. Norton & Company.

Wojan, T.R.. 1999. *Rural Employment Growth in the New Economy: A Test of the Spatial Divison of Labor Hypothesis*, AAEA Annual Meeting, Nashville, TN.

Wong, D.W. (1993), Spatial Indices of Segregation, *Urban-Studies*, Vol. 30, n. 3, 559-572.