

AIEL

Associazione Italiana degli Economisti del Lavoro

XX Convegno Nazionale di Economia del Lavoro

Facoltà di Economia - Università di Roma "La Sapienza"
Roma, 22-23 Settembre 2005

Mercati del lavoro "spessi" e disoccupazione: una verifica del modello di Gan e Zhang per l'Italia

Marusca De Castris* e Guido Pellegrini**

*Department of Political Institution and Social Science, University of Rome "Roma Tre"
Via Corrado Segre, 4 - 00146 Roma, e-mail: m.decastris@uniroma3.it

** Department of Statistical Science, University of Bologna,
Via Belle Arti 41 - 40126 Bologna, e-mail: guido.pellegrini@unibo.it

Sintesi

La presenza di un'ampia e persistente variabilità geografica del tasso di disoccupazione anche all'interno di una stessa regione è stata attribuita a varie cause. In particolare il miglioramento del *matching* tra *skills* domandati dalle imprese e offerti dai lavoratori è alla base delle teorie che individuano lo "spessore" dei mercati come fonte di esternalità positive che influenzano il mercato del lavoro. Una recente applicazione di queste teorie proposta da Gan e Zhang (2005) segnala per gli Stati Uniti la presenza di esternalità di agglomerazione, legate all'esistenza di mercati del lavoro densi. Tali agglomerazioni possono d'altronde dipendere dall'urbanizzazione, cioè da aggregazione di individui, ovvero dall'industrializzazione, data da aggregazioni di imprese. Mentre negli Stati Uniti le due agglomerazioni tendono a coincidere, in molti paesi europei, tra cui l'Italia, tale coincidenza non avviene. In particolare in Italia molti *cluster* d'impresa (detti in alcuni casi distretti) sono nati in aree contigue a cittadine di dimensione media o medio-piccola. Il nostro lavoro è mirato a stimare gli effetti dell'agglomerazione, urbana o industriale, sul tasso di disoccupazione a livello locale, verificando alcune predizioni del modello proposto da Gan e Zhang per l'Italia. Il lavoro, prettamente empirico, si basa su un'analisi *cross section* applicata a una griglia territoriale fine, quale quella dei 784 sistemi locali del lavoro italiani per il 2001. Condizionando per gli effetti di shock settoriali e dimensionali, nonché per quelli relativi alla struttura geografica e agli interventi di *policy*, i risultati della nostra analisi si differenziano da quanto indicato per gli Stati Uniti. Infatti il lavoro evidenzia la presenza di esternalità di urbanizzazione negative e significative. Otteniamo invece degli effetti positivi legati all'agglomerazione di imprese sul territorio, in particolare alla loro densità. Inoltre, effetti positivi e significativi si hanno nei sistemi locali con caratteristiche distrettuali. Infine il modello distingue in modo netto gli effetti negativi delle agglomerazioni urbane da quelli positivi delle agglomerazioni di imprese. Quest'ultimo appare essere il risultato empirico di particolare novità del lavoro.

Introduzione

La presenza di un'ampia e persistente variabilità geografica del tasso di disoccupazione anche all'interno di una stessa regione è stata attribuita a varie cause: barriere alla mobilità del lavoro, che riducono le possibilità di arbitraggio tra mercati del lavoro locali; eterogeneità degli *skills* richiesti ed offerti, che influenza il grado di *matching* che si realizza sul mercato; effetti di composizione della struttura produttiva che determinano reazioni diverse e persistenti dei mercati del lavoro locali a shock settoriali.

Il miglioramento del *matching* tra *skills* domandati dalle imprese e offerti dai lavoratori è alla base delle teorie che individuano lo "spessore" dei mercati come fonte di esternalità positive che influenzano il mercato del lavoro. A questo filone appartiene un recente lavoro di Gan e Zhang (2005), che propone come spiegazione della variabilità geografica del tasso di disoccupazione e delle sue fluttuazioni la presenza di esternalità di agglomerazione, legate all'esistenza di mercati del lavoro densi. L'idea alla base è che agglomerazioni di imprese e di lavoratori sul territorio facilitino i processi di *matching* nei mercati locali del lavoro (Ciccone e Hall, 1966; Glaeser e Marc, 2001). Gan e Zhang propongono un modello basato sulla presenza di eterogeneità tra imprese e lavoratori rispetto alle loro specificità tecnologiche. Viene assunto che entrambi si locano su un circolo (di circonferenza unitaria) che rappresenta lo spazio tecnologico. La qualità del *matching* (e quindi produttività e salari) è migliore se la distanza tra lavoratori e imprese è minore. È possibile quindi definire un mercato del lavoro locale più spesso quando ci sono più lavoratori e più imprese su tale circolo unitario. Qualora il mercato sia sufficientemente spesso, il reddito atteso dal *job-searching* è maggiore dei costi di ricerca. Solo in questa situazione i lavoratori intraprendono la ricerca e quindi avviene il *matching*. In mancanza di questa condizione, i lavoratori disoccupati si accrescono fino a raggiungere il livello critico minimo.

Questo modello, una volta che si controlla per gli effetti di shock settoriali e delle caratteristiche specifiche del mercato del lavoro locale, prevede la presenza di una correlazione negativa tra livello medio (e livello massimo) del tasso di disoccupazione e la dimensione del mercato del lavoro locale. Alcuni test empirici condotti per le città degli Stati Uniti sono consistenti con il modello.

Questo modello non è d'altronde facilmente trasportabile nella realtà italiana, per vari motivi. In primo luogo le grandi agglomerazioni urbane in Italia non sono la controparte di processi di aggregazione di imprese, specie di grandi dimensioni, come è invece successo in molti casi negli Stati Uniti. Al contrario, per certi versi le grandi città ancora risentono del processo di inurbamento, che ha portato molte persone provenienti spesso dal settore agricolo, o figli di agricoltori, a cercare migliore sorte nelle aree cittadine dove la crescita del settore terziario, anche pubblico, offriva migliori possibilità di reddito. I processi d'inurbamento, spesso tumultuosi, hanno, se non spezzato, frammentato la catena informativa che, in mancanza di istituzioni del mercato efficienti, creava *matching* tra domanda e offerta. Inoltre in molte aree, con maggiore frequenza nel Mezzogiorno, all'elevata conglomerazione urbana si associa il degrado del tessuto sociale e civile, che rende più difficile lo sviluppo economico. In realtà, il segno degli effetti dell'agglomerazione sull'intensità della ricerca di lavoro e sui risultati del *matching* non è ovvio (Di Addario, 2005). Infatti la maggiore congestione e lo sfilacciamento dei rapporti sociali "stretti" può aumentare i costi della ricerca e quindi ridurre l'intensità e i risultati della ricerca. D'altra parte, effetti positivi possono venire, come sottolineano Gan e Zhang (2005), dall'esistenza di mercati spessi, ovvero ad alta densità di lavoratori e imprese, che riducono il costo del contatto, relativo alla distanza tra chi ricerca e chi offre oppure ai costi di raccogliere informazioni. Inoltre la maggiore remunerazione nelle aree urbane aumenta l'intensità della ricerca. L'effetto complessivo netto verrà quindi a

dipendere dal livello delle *thick market externalities* comparate agli effetti negativi della congestione.

Un secondo motivo per cui la realtà italiana è diversa da quella degli Stati Uniti riguarda la dislocazione delle imprese sul territorio. A differenza di molti paesi in cui l'agglomerazione è prevalente nelle aree urbane, come in genere nell'Europa centro-settentrionale e nel Regno Unito, oppure è distribuita piuttosto equamente tra aree urbane, intermedie e rurali, come gli Stati Uniti e il Canada, in Italia vi è una distribuzione della popolazione che privilegia le aree intermedie, nelle quali vi sono localizzate anche aree ad alta densità di piccole e medie imprese, spesso manifatturiere (OCSE, 2002). Alcune di queste aree, caratterizzate da una specifica specializzazione settoriale, e chiamate "distretti industriali", hanno realizzato risultati particolarmente positivi in termini di occupazione e crescita. La mancanza di un bipolarismo netto tra aree urbane e aree rurali è quindi un segnale della presenza di agglomerazioni di imprese con caratteristiche, dimensione e, soprattutto, localizzazione territoriale diversa dalle agglomerazioni di persone.

Un ulteriore fattore che differenzia la realtà italiana riguarda la ridotta mobilità sul territorio rispetto ad altri paesi, come gli Stati Uniti, che frena i processi di arbitraggio e rende più elevate le differenze territoriali. Questo si manifesta in modo evidente a livello di macrocircostrizioni: se si analizza la distribuzione del tasso di disoccupazione per i 784 sistemi del lavoro, si nota come vi sia una bimodalità accentuata, che riflette in realtà la distribuzione territoriale tra Centro-Nord e Mezzogiorno (Fig.1). Infatti tale bimodalità risulta, se non scomparsa, molto meno evidente se si osserva la distribuzione in ciascuna delle due aree. (Figg. 2 e 3). I motivi di questa separazione dei mercati sono noti e non vengono qui ricordati (si veda ad esempio Bodo e Sestito, 1991). Tale dipendenza spaziale dei dati è però anche più ampia, interessando anche un livello territoriale più fine (si veda Pellegrini, 2002).

Questa analisi segnala come la presenza di un effetto positivo delle esternalità di agglomerazione, sia in termini di popolazione che di imprese, sui mercati del lavoro locale, in Italia non sia scontato. In uno studio per molti versi analogo al nostro, Di Addario (2005) analizza gli effetti dell'agglomerazione urbana o industriale (la presenza di *thick market*) sulla ricerca di lavoro in Italia. A differenza del nostro studio, l'analisi viene incentrata sui temi del *job searching*, utilizzando dati relativi agli individui. Le conclusioni appaiono confermare la presenza di (modesti) effetti positivi derivanti sia dall'urbanizzazione (la dimensione in termini di popolazione delle aree territoriali prescelte) sia dall'agglomerazione industriale sulla probabilità di trovare lavoro, principalmente tra la popolazione maschile, ma non sull'intensità della ricerca. Effetti positivi, sempreché moderati, dell'agglomerazione urbana sui salari vengono individuati anche in Di Addario e Patacchini (2005).

Il nostro lavoro è mirato, a differenza dei precedenti, a stimare gli effetti dell'agglomerazione, urbana o industriale, sul tasso di disoccupazione a livello locale. L'obiettivo è di verificare alcune predizioni del modello proposto da Gan e Zhang per l'Italia. Il lavoro, prettamente empirico, si basa su un'analisi *cross section* applicata a una griglia territoriale fine, come quella dei 784 sistemi locali del lavoro italiani per il 2001. Una semplice regressione tra tasso di disoccupazione e (il logaritmo della) popolazione a livello di SLL per il 2001 segnala un coefficiente negativo (-1.2) e significativo ($t=5.55$). La variabilità territoriale del tasso di disoccupazione è d'altronde attribuibile a numerosi ulteriori fattori. In particolare, la letteratura riguardante gli effetti di shock asimmetrici settoriali segnala come una differente composizione settoriale possa essere la fonte di difformità nei tassi di disoccupazione anche in presenza di shock settoriali con ampiezza nazionale. Inoltre, non è importante solo la composizione ma anche la presenza di covarianza positiva o negativa tra i settori presenti sul territorio. Infatti, se gli shock sono limitati solo ad alcuni comparti e non si propagano nel resto dell'economia locale, sono possibili forme di compensazione tra settori, con il passaggio di

lavoratori da quelli in difficoltà a quelli in crescita (Neumann e Topel, 1991). Analoghe considerazioni possono essere tratte per shock specifici relativi alla dimensione d'impresa.

Condizionando per gli effetti di shock settoriali e dimensionali, che, data la ridotta mobilità, risultano necessariamente persistenti, nonché per quelli relativi alla struttura geografica e agli interventi di *policy*, i risultati della nostra analisi si differenziano da quanto indicato per gli Stati Uniti e, in forma meno forte, per l'Italia. Infatti il lavoro evidenzia la presenza di esternalità di urbanizzazione negative e significative. Il risultato appare robusto a differenti specificazioni. Otteniamo invece degli effetti positivi legati all'agglomerazione di imprese sul territorio, in particolare alla loro densità. Inoltre, effetti positivi e significativi si hanno nei sistemi locali con caratteristiche distrettuali. Infine il modello distingue in modo netto gli effetti negativi delle agglomerazioni urbane (in termini di popolazione) da quelli positivi delle agglomerazioni di imprese (in termini di numero di addetti e unità locali). Quest'ultimo appare essere il risultato empirico di particolare novità del lavoro.

I risultati quindi segnalano la specificità del caso italiano. A differenza degli Stati Uniti, dove in genere agglomerazione urbana e agglomerazione d'impresе coincidono territorialmente, in Europa e in particolare modo in Italia è importante separare l'impatto delle une rispetto alle altre sul mercato del lavoro. L'analisi condotta isolando gli effetti delle agglomerazioni urbane da quelle industriali indicano come solo in quest'ultime gli effetti positivi dei mercati "spessi" possano superare gli effetti negativi dovuti alla presenza di congestione e di allentamento dei meccanismi informali di facilitazione del *matching*.

Le implicazioni di *policy* sono numerose: in primo luogo, se i processi di agglomerazione urbana hanno effetti negativi sui mercati del lavoro e sulla qualità del *matching*, risulta necessario predisporre interventi per migliorare l'informazione diffusa sul mercato e ridurre i costi di *search* anche in queste aree. Inoltre, favorire la formazione di agglomerazioni d'impresе di piccole e medie dimensioni, anche se non limitrofe alle aree urbane, può migliorare le condizioni del mercato del lavoro e aumentare l'efficienza del *matching*. I risultati mostrano come questo aspetto non sia legato necessariamente alla presenza di aree distrettuali, pur con tutti i problemi legati alla loro identificazione empirica: da questo punto di vista, aree meno monospecializzate e con una più ampia differenziazione settoriale risultano, dal nostro modello, maggiormente capaci di assorbire shock settoriali negativi e quindi ridurre il livello medio della disoccupazione nell'area.

1. La specificazione empirica del modello

Il modello di Gan e Zhang (2005) individua una relazione positiva tra il tasso medio di disoccupazione e l'ampiezza di una città. Nella loro stima utilizzano una specificazione empirica che identifica una forma ridotta del tipo (trasportata in un contesto *cross section*, e quindi omettendo gli effetti *random* e quelli temporali che non vengono considerati nella nostra analisi):

$$(1) \quad u_i = a + \beta^*(\text{variabili di controllo})_i + \eta^*\log(\text{ampiezza})_i + \varepsilon_i$$

dove u_i è il tasso di disoccupazione, lo "spessore" dei mercati viene colto da variabili relative all'ampiezza del mercato, in termini di popolazione, lavoratori, imprese oppure di densità territoriale delle stesse, ed ε_i un termine di errore assunto essere indipendente e identicamente distribuito. Il problema fondamentale di questa specificazione è quello di identificare un insieme di variabili di controllo capaci di cogliere la variabilità geografica al netto degli effetti di dimensione, che quindi possono poi essere identificati con ragionevole approssimazione. Come è stato precedentemente descritto, le variabili di controllo devono tenere conto degli shock settoriali e

quindi della composizione e della rischiosità (in termini di covarianza settoriale) della struttura produttiva, del tasso netto di migrazione, delle politiche, quali ad esempio il livello dei sussidi all'occupazione o disoccupazione, della composizione demografica e altro. Queste variabili sono in genere presenti nella specificazione adottata da Gan e Zhang .

La struttura geografica, economica e sociale dell'Italia rimane profondamente diversa da quella degli Stati Uniti. Questo richiede necessariamente di adattare la specificazione del modello alle caratteristiche precipue del paese. In primo luogo è nota la profonda differenza esistente tra mercato del lavoro del Centro-Nord e del Mezzogiorno. Questa differenza non può essere colta econometricamente, come risulta dalla nostra analisi, solo da una variabile *dummy* per area. In particolare, unire insieme le due aree comporta di concentrare l'attenzione prevalentemente sulla spiegazione della variabilità della disoccupazione fra queste due aree: infatti la significatività di una variabile risulta in questo caso estremamente elevata se la stessa coglie un aspetto della differenza tra Mezzogiorno e resto del paese. Abbiamo quindi preferito effettuare stime distinte per le due ripartizioni.

Inoltre in Italia la variabilità della struttura dimensionale delle imprese è molto elevata. Nel passato vi sono stati shock specifici e persistenti che hanno influenzato in modo diverso le diverse dimensioni aziendali, che sono trasversali tra i settori, e che quindi devono essere aggiunti agli shock settoriali.¹ Abbiamo quindi inserito come controllo nel modello la dimensione media e la quota degli addetti delle imprese piccole e medie con meno di 200 addetti. Il segno di queste variabili dipenderà dagli effetti complessivi degli shock.

Il tasso di disoccupazione è anche influenzato dai saldi migratori, che segnalano non solo le tensioni esistenti tra domanda e offerta di lavoro attesa in diversi mercati, ma sono anche una misura della preferenza localizzativa (non nota) degli individui, funzione anche della diversa accessibilità sociale. Per questo è stata inserita una variabile rappresentante il saldo migratorio netto, rapportato alla popolazione residente. Il segno di questa variabile risulta comunque indeterminato a priori: se sono prevalenti gli effetti relativi all'accessibilità sociale, il segno risulterà positivo, in quanto vi sarà, a parità di altre condizioni, un afflusso di popolazione che aumenterà l'offerta di lavoro; se invece sono prevalenti gli effetti relativi alle differenze nelle condizioni nel mercato del lavoro locale il segno risulterà positivo.

Data la struttura geomorfologica dell'Italia, è importante anche inserire nel modello una misura di accessibilità geografica della domanda e offerta di lavoro, che nel nostro caso viene interpretata in termini di altitudine media, per tenere conto in particolare delle caratteristiche dei SLL montani. È da segnalare, d'altronde, che sono ormai molti gli interventi, anche massicci, di aiuto all'impiego in queste aree, allo scopo di conservare un ammontare ragionevole di popolazione residente per il controllo ambientale e idrogeologico del territorio e la conservazione naturale delle aree. Il segno del coefficiente risulta quindi indeterminato.

Essendo molte le politiche con effetti territoriale eterogenei, è apparso opportuno la loro introduzione nel modello. In particolare si è scelto di inserire una variabile relativa alla presenza di cassa integrazione nell'area. Questa variabile può inoltre cogliere alcuni shock negativi specifici del SLL. Il segno atteso è qui positivo. Variabili relative alla distribuzione territoriale degli incentivi non sono state invece inserite nel modello in quanto, date le modalità di incentivazione, risultavano essere una *proxy* dei differenti livelli di disagio locale e di sottosviluppo delle aree.

¹ Si ricorda, fra i tanti, la diversa regolamentazione del mercato del lavoro tra imprese grandi e piccole, la diversa regolamentazione della *governance*, le variazioni nel diritto societario e altro. La descrizione della costruzione delle variabili degli shock settoriali e della rischiosità della struttura settoriale è presentata nel capitolo seguente.

Un approfondimento merita la variabile ampiezza, che identifica lo spessore del mercato. A seconda dell'importanza che viene data all'assunzione di abilità specifiche nel mondo del lavoro e alla loro persistenza, nonché alla presenza di agglomerazioni di tipo urbano o industriale, la variabile può essere approssimata con la popolazione, la popolazione in età lavorativa, le forze di lavoro e gli addetti. La migliore specificazione è in realtà individuabile solo sul piano empirico, e così abbiamo fatto.

2. I dati utilizzati e la costruzione delle variabili di controllo

L'analisi empirica del modello è stata effettuata sui 784 sistemi locali del lavoro (SLL) in cui è ripartito il territorio nazionale italiano. I SLL sono una aggregazione di due o più comuni contigui definita sulla base dell'autocontenimento dei flussi di pendolarismo giornaliero tra luogo di residenza e luogo di lavoro. Essi costituiscono nel loro insieme una griglia territoriale che esaurisce completamente lo spazio nazionale. Il concetto di sistema locale è quindi strettamente legato a quello di autocontenimento, il quale denota la capacità di un ambito territoriale di concentrare al proprio interno la maggiore quantità possibile delle relazioni umane che intervengono tra le sedi dove si svolgono attività di produzione (località di lavoro) e quelle dove si svolgono attività legate alla riproduzione sociale (località di residenza) (Sforzi *et al.*, 1997). In Italia, l'applicazione pratica di tale concetto ha portato nel 1991 alla definizione di 784 SLL: 140 nel Nord-Ovest, 143 nel Nord-Est, 136 nel Centro e 365 nel Mezzogiorno.

L'ambito territoriale in questo modo individuato si configura necessariamente come un sistema locale: infatti, al suo interno si concentrano le attività connesse alla residenza (ad esempio, la maggior parte dei consumi individuali e familiari), quelle connesse al luogo di lavoro (le spese di produzione e distribuzione), e l'insieme delle relazioni sociali che si instaurano tra questi due poli. Il riferimento agli spostamenti quotidiani qualifica nello spazio e nel tempo il concetto di sistema locale (Barbieri e Pellegrini, 2005). Il sistema locale è quindi lo spazio dove si realizza l'incontro tra domanda e offerta di lavoro a livello locale. Risulta quindi, a nostro parere, la dimensione spaziale ottimale per l'analisi empirica proposta nel lavoro.

I dati utilizzati provengono principalmente dai censimenti realizzati nel 1991 e 2001, poiché rappresentano la principale fonte statistica a livello comunale riconducibile al livello superiore del sistema locale del lavoro. A questi si affiancano i dati ricostruiti dall'Istat per SLL relativi a occupazione, forze di lavoro e disoccupazione nonché altre fonti varie. Le fonti statistiche principali utilizzate sono le seguenti:

- Istat, Censimento Industria e Servizi anni 1991 e 2001 relativo a unità locali di imprese e istituzioni per divisione di attività economica a livello comunale;
- Istat, 14° Censimento Generale della Popolazione e delle Abitazioni, anno 2001 dati comunali;
- Istat, serie storica (stime) 1998-2002 degli occupati residenti, delle persone in cerca di occupazione e quindi del tasso di disoccupazione per sistema locale del lavoro;
- Istat, serie storica 1996-2002 dell'occupazione interna e del valore aggiunto nei settori agricoltura, industria e servizi, a livello territoriale degli SLL;
- Istat, Annuario Contabilità Nazionale Anno 2005 (Tomo 1, tavola 77);
- Istat, Bilancio demografico anno 2004 (dati DEMOS).

L'uso di dati per vari anni, pur in presenza di una stima *cross section*, si giustifica per la specificazione delle variabili utilizzate per cogliere gli effetti relativi alla composizione e alla

diversificazione settoriale sulla disoccupazione per SLL. Queste variabili sono di particolare importanza nel lavoro, in quanto permettono di separare gli effetti di agglomerazione da quelli derivanti invece dal “*risk pooling*” settoriale, che possono essere d’altronde anch’essi legati alla dimensione del SLL.

La variabile relativa all’effetto di composizione settoriale (*Indcom*) considera gli shock settoriali nazionali ponderati con la composizione settoriale di ogni SLL. Essa viene calcolata a un dettaglio settoriale fine, considerando la ripartizione dell’economia italiana in 45 settori di attività economica (vedi prospetto in Appendice). La variabile viene ottenuta in ogni k-esimo sistema locale del lavoro come somma dei prodotti tra le quote di addetti per settore q_{ikt} nell’anno 1991 in quel SLL, e la variazione degli addetti registrata in quel settore mediamente nell’economia nazionale nel periodo 1991-2001 Δ (ovvero gli *shock* nazionali per settore):

Sia i il settore di attività economica:

$$(2) \quad Indcom_k = \sum_{i=1}^{45} q_{ik} * \Delta_i$$

Il suo segno atteso è negativo, in quanto se la variazione dei settori con shock positivi è maggiore di quella dei settori con shock negativi, nel complesso risulta un effetto netto positivo sull’occupazione del SLL.

Un effetto diverso riguarda la presenza di diversificazione settoriale. Infatti una eccessiva specializzazione produttiva diminuisce la possibilità di compensazione di shock settoriali, elevando quindi il rischio di disoccupazione. Tale effetto viene colto nel modello tramite una variabile *Risk* che rappresenta il rischio di diversificazione settoriale, ovvero la presenza di correlazione tra i settori in cui si articola l’economia del sistema locale. Seguendo Neumann e Topel (1991), essa viene ottenuta come prodotto tra la matrice di correlazione (dimensione 45x45) delle serie degli occupati per settore di attività economica calcolata per il periodo 1992-2003 (a livello nazionale) e il vettore q_k delle quote di addetti nel k-esimo SLL dell’anno 1991:

$$(3) \quad Risk_k = q_k' \Omega q_k$$

In questo caso il suo segno atteso è positivo, in quanto maggiore è la correlazione, minore è l’effetto complessivo di diversificazione.

La dimensione media è ottenuta semplicemente dividendo il numero di addetti per il numero di unità locali per SLL. Per verificare gli effetti di agglomerazione industriale sono state utilizzate anche variabili relative alla densità di addetti, ovvero gli addetti per l’ampiezza in kmq. del SLL, e alla densità di unità locali.

Per verificare la presenza di economie o diseconomie dovute alle agglomerazioni urbane abbiamo considerato non solo variabili demografiche, ma abbiamo inoltre costruito due *dummies*: una che individua i sistemi locali del lavoro caratterizzati dalla presenza di un’area urbana con più di 300 mila abitanti; un’altra quelli con più di 500mila. Tali soglie sono tali da includere quella di circa 400 mila abitanti che in Patacchini e Di Addario (2005) viene calcolata come ottimale sulla base dell’autocorrelazione spaziale degli SLL.

La variabile di accessibilità territoriale è identificata dalla altitudine media del comune centroide del SLL, centro gravitazionale dei flussi di pendolarismo.

Un altro fattore importante che influenza il tasso di disoccupazione è il movimento migratorio. Viene pertanto considerato un indicatore dato dal rapporto tra il saldo migratorio netto e la popolazione residente nel 2004.

La presenza di politiche territoriali del mercato del lavoro diverse fra aree può spiegare anch'essa la variabilità territoriale della disoccupazione. Nello studio di Gan e Zhang relativi al mercato statunitense viene considerato l'ammontare dei sussidi alla disoccupazione per area. Nel nostro studio abbiamo introdotto nel modello il numero delle persone in cassa integrazione guadagni concessa a zero ore (medio nel periodo 1999-2001, di fonte del Ministero del Lavoro), normalizzata con gli addetti del settore industriale nel 2001.

3. I risultati delle stime

La strategia di stima utilizzata è stata di stimare il modello base che spiegasse la variabilità territoriale del tasso di disoccupazione senza variabili relative alla dimensione, e successivamente inserire e verificare gli effetti di agglomerazione.

Il modello base è stato stimato utilizzando la stessa specificazione per le due aree (Tab.1). Le variabili di condizionamento comprendono gli effetti settoriali di composizione e diversificazione, gli effetti dimensionali, l'assegnazione di cassa integrazione, l'accessibilità geografica dell'area, i flussi migratori netti. Il modello risulta statisticamente significativo per entrambe le aree, e la variabilità spiegata oscilla intorno il 25 per cento. I segni delle variabili sono quelli attesi, in particolare per quelle relative al rischio e alla composizione settoriale, e sono inoltre uguali nelle due aree (tranne per il saldo migratorio).

Da notare come in entrambe le aree la maggiore presenza di piccole imprese riduca il livello di disoccupazione: le piccole e medie imprese risultano quindi anche da questa analisi capaci di adeguarsi e assorbire l'offerta di lavoro dell'area. Questo dato non è in contrasto con il risultato empirico di una diminuzione della disoccupazione al crescere della dimensione media aziendale. Infatti sono proprio le imprese piccole ma non piccolissime che sono state quelle capaci di esportare e quindi di affermarsi sui mercati interni ed esteri (si veda per questo i lavori contenuti in Signorini, 2000).

Il coefficiente delle persone in Cassa integrazione guadagni risulta positivo: questo significa che tale variabile coglie shock negativi specifici per quel SLL. Il diverso segno dei tassi migratori nelle due aree è interpretabile in termini di effetti di aspettative e di preferenze localizzative: i movimenti migratori producono effetti negativi al Centro Nord, indicando che l'area attrae nuovi lavoratori alla ricerca di occupazione (senza che a questo aumento dell'offerta di lavoro ne corrisponda uno simile della domanda), mentre nel Mezzogiorno, il saldo migratorio netto riduce la disoccupazione, a seguito di aspettative negative sulla domanda di lavoro dell'area.

La specificazione della presenza di agglomerazione urbana è avvenuta tramite diverse variabili (Tabb. 2 e 3). I principali risultati sono i seguenti:

1. l'effetto agglomerativo imputabile alla ampiezza della popolazione e delle forze di lavoro è positivo e significativo in entrambe le circoscrizioni. Anche utilizzando la popolazione in età lavorativa il segno non cambia.
2. i risultati non sono diversi se si cerca di isolare l'effetto dovuto alle grandi agglomerazioni urbane. L'impatto delle grandi città è sempre positivo e significativo al Centro-Nord (Mod. 2 e 3), mentre è positivo ma non significativo nel Mezzogiorno.

3. anche l'effetto dovuto ad una maggiore densità della popolazione per kmq, che fa quindi riferimento allo "spessore" relativo dei mercati, rimane in entrambe le circoscrizioni positivo e significativo.

Nel complesso quindi, la relazione positiva tra ampiezza demografica del SLL e livello della disoccupazione mostra il prevalere degli effetti negativi delle agglomerazioni urbane, relativi alla presenza di congestione, di rotture delle catene informative e fiduciarie informali e della maggiore difficoltà nella ricerca di lavoro, rispetto a quelli positivi legati al maggiore "spessore" del mercato. Si noti che questo non sembra attribuibile a un'eventuale fragilità della specificazione adottata per il modello base: infatti i coefficienti rimangono simili e senza cambiamenti di segno pur introducendo le variabili relative alla *size* del mercato del lavoro.

L'analisi ha quindi cercato di valutare gli effetti imputabili all'agglomerazione di imprese, utilizzando anche in questo caso diverse variabili. I risultati sono in parte differenti a quelli ottenuti per le agglomerazioni urbane (Tabb. 4 e 5):

4. l'uso di variabili quali gli addetti o la loro densità porta ad ottenere sempre un coefficiente positivo in entrambe le aree, significativo nel Centro-Nord, meno al Sud. Tali variabili sono però fortemente correlate *cross section* a quelle relative alla popolazione, e quindi colgono in modo estremamente approssimativo gli effetti delle agglomerazione industriali.
5. Risultato analogo si ottiene utilizzando il numero di unità locali (Mod. 13): il coefficiente è positivo in entrambe le aree, sebbene non significativo nel Mezzogiorno.
6. Diverso è invece il risultato che riguarda la densità d'impresa (Mod. 12). Il coefficiente è negativo e significativo nel Centro-Nord (come atteso in presenza di *thick market externalities*). Al Sud la maggiore densità di unità locali ha invece un effetto positivo, probabilmente legato in questo caso alla maggiore variabilità dimensionale del SLL, con una concentrazione di quelli più piccoli nelle aree meno sviluppate, come in Calabria.
7. Anche in questo caso si è voluta compiere una verifica isolando i SLL più densamente industrializzati. In questo caso si è utilizzato la classificazione di SLL "distrettuali" segnalata in Istat (1997). Come atteso, se si mantengono i controlli relativi alla quota di piccole imprese e la dimensione media la *dummy* distretti risulta negativa ma poco significativa. Togliendo invece tali controlli il coefficiente della variabile risulta sempre negativo e fortemente significativo nelle due aree (Mod. 9), segnalando in questo caso la presenza di esternalità da agglomerazione.

I risultati riguardanti l'agglomerazione d'imprese, pur se sono per alcuni versi discordanti, sembrano comunque segnalare la presenza di economie di aggregazione, legate ai *cluster* di imprese sul territorio, con effetti positivi sul mercato del lavoro.

Il risultato più interessante, a nostro parere, si ottiene introducendo contemporaneamente le variabili che rappresentano le agglomerazioni urbane (come la popolazione o la sua densità) e quelle industriali (come il numero di addetti o di imprese o la loro densità) (Tabb. 6 e 7). Per entrambe le aree, otteniamo un coefficiente positivo per le prime e negative per le seconde, e in entrambi i casi generalmente significativo. Se le variabili sono colte correttamente, questo implica che a fronte di effetti di agglomerazione urbana negativi si osservano effetti agglomerazione di imprese positivi. Il risultato può essere interpretato affermando quindi che mentre la prima variabile coglie

diseconomie di congestione, la seconda economie da mercati spessi. Il modello risulta quindi separare in modo netto i due effetti.

Conclusioni

Il modello proposto da Gan e Zhang (2005) mostra come la presenza di esternalità di agglomerazione, legate all'esistenza di mercati del lavoro densi, possa spiegare la variabilità geografica del tasso di disoccupazione (e delle sue fluttuazioni). Gli autori d'altronde non si pongono il problema di spiegare se tale agglomerazione dipenda dall'urbanizzazione, sia cioè legata alla aggregazione di individui, oppure dipenda dalla presenza di cluster industriali, ovvero da aggregazioni di imprese. Questo perché negli Stati Uniti le due agglomerazioni tendono a coincidere, in quanto le grandi città spesso sono nate e sono cresciute insieme alle loro aree industriali.

In molti paesi europei, tra cui l'Italia, tale coincidenza non avviene. In particolare in Italia molti *cluster* d'impresa (detti in alcuni casi distretti) sono nati in aree contigue a cittadine di dimensione media o medio-piccola. La trasposizione dei risultati del modello non è quindi banale, e richiede un adattamento alla distribuzione spaziale della popolazione e delle imprese sul territorio.

Nel nostro lavoro, utilizzando una griglia territoriale fine data dai 784 SLL, e tenendo conto delle differenze strutturali esistenti tra le regioni del Centro-Nord e quelle del Mezzogiorno, si è posto in relazione il tasso disoccupazione (come misura dell'efficienza del mercato del lavoro) a variabili rappresentati agglomerazione urbane e industriali, condizionando la relazione alla presenza di effetti settoriali, dimensionali, geografici e delle politiche.

I risultati mostrano con nettezza che, al contrario di quanto empiricamente rilevato da Gan e Zhang (2005) per gli Stati Uniti e da Di Addario (2005), anche se solo in misura modesta, per l'Italia, le agglomerazioni urbane hanno effetti peggiorativi del tasso di disoccupazione dell'area. Questo avviene non solo per le grandi e grandissime città: tale correlazione negativa si mantiene a diversi livelli. Gli stessi risultati mostrano, anche se in modo meno netto, come invece le agglomerazioni industriale hanno effetto positivo sul mercato del lavoro. Questo risultato viene evidenziato in particolare modo quando si introducono contemporaneamente i due effetti. Si può concludere che solo l'aggregazione d'imprese genera le esternalità di mercato spesso invocate dal modello.

Tale conclusione non sorprende: negli stessi lavori di Marshall il *pooling* del mercato del lavoro veniva indicato come fonte di esternalità distrettuali per le imprese. Risulta invece meno scontata la conclusione che tali effetti si realizzano solo fra imprese. Questo può significare che l'aggregazione delle imprese può già tenere conto della presenza di *skills* specifici nell'area, che rinforzano quindi la potenzialità competitiva delle stesse. Al contrario, l'aggregazione urbana segue logiche differenti che non necessariamente si collegano alle abilità richieste dalle imprese.

Le implicazioni per la *policy* sono molteplici. In primo luogo, viene riproposto il problema, spesso sottovalutato, della diffusione delle informazioni relative al mercato del lavoro per il miglioramento del *matching* fra domanda e offerta anche nelle aree urbane. Evidentemente i costi della *search* non sono riducibili solo alla contiguità tra domanda e offerta di *skills*, ma riguardano anche l'acquisizione di informazioni e conoscenze che spesso avvengono tramite catene informali, meno salde nei centri urbani. Miglioramenti della qualità del *matching* richiedono quindi forme di diffusione dell'informazione che si sostituiscano a tali canali, senza che i costi dell'acquisto di tali conoscenze scoraggino la loro acquisizione.

Il lavoro suggerisce inoltre come il favorire la formazione di *cluster* d'impresе di piccole e medie imprese, anche se non limitrofe alle aree urbane, possa migliorare le condizioni del mercato del lavoro e aumentare l'efficienza del *matching*. I risultati mostrano come questo risultato non sia legato necessariamente alla presenza di aree distrettuali, pur con tutti i problemi legati alla loro identificazione empirica: da questo punto di vista, aree meno specializzate e con una più ampia differenziazione settoriale risultano, dal nostro modello, maggiormente capaci di assorbire shock settoriali negativi e quindi ridurre il livello medio della disoccupazione nell'area. È necessario d'altronde che tali politiche facciano molta attenzione a non ingessare il *cluster* d'impresе e a diminuirne la dinamicità, che è la sua fonte primaria di innovazione e competitività (Pellegrini, 2001).

Bibliografia citata

- Barbieri G. e G. Pellegrini (2005), *I Sistemi locali del lavoro: uno strumento per la politica economica in Italia e in Europa*, in via di pubblicazione in G. Esposito (a cura di), *Scritti in onore di Antonino Giannone*, ISCONA, Roma.
- Bodo G. e P. Sestito, (1991), *Le vie dello sviluppo*, Il Mulino, Bologna
- Ciccone A. e R. Hall (1996), "Productivity and density of economic activity", *American Economic Review* 86(1).
- Di Addario S. (2005) "Job search in thick markets: evidence from Italy", *Oxford Department of Economics*, Discussion Papers Series, n. 235
- Patacchini E. e S. Di Addario (2005), "Agglomerazione urbana e salari in Italia", in L. Brucchi (a cura di), *Temi di economia del lavoro*, Il Mulino, Bologna.
- Gan L. e Q. Zhan (2005), "The thick market effect on local unemployment rate fluctuations", *NBER Working Paper* n. 11248, March 2005.
- Glaeser E. e D. Marc (2001) "Cities and skills", *Journal of Labour Economics*, 19(2).
- Istat (1997) *I sistemi locali del lavoro 1991*, Roma, Istat.
- Neumann G. e R. Topel (1991), "Employment risk, diversification and unemployment", *Quarterly Journal of Economics*, 106(4), pp. 1341-1365
- OCSE (2002), *OCSE Territorial Database*, Source and Methodology, OCSE, Parigi.
- Pellegrini G. (2001), La struttura produttiva delle piccole e medie imprese italiane: il modello dei distretti, *Banca, Impresa e Società*, n. 2, agosto, 2001.
- Pellegrini G. (2002), "Proximity, polarization and local labour market performances", *Network and Spatial Economics*, vol.2, June 2002, pp.151-174.
- Signorini, L.F., a cura di, (2000), *Lo sviluppo locale. Un'indagine della Banca d'Italia sui distretti industriali*, Roma, Donzelli.
- Sforzi F., C. Wymer e A. A. Gillard (1997), "I sistemi locali del lavoro nel 1991", in Istat, *I sistemi locali del lavoro 1991*, Roma.

Appendice

Prospetto – Classificazione delle attività economica utilizzata per calcolare gli effetti di composizione.

Descrizione attività economica	Codice
Agricoltura, caccia e silvicoltura	A
Pesca, piscicoltura e servizi connessi	05
Estrazione di minerali	C
Industrie alimentari	15
Industria delle bevande e del tabacco	16
Industrie tessili	17
Confezioni di articoli di abbigliamento	18
Industrie conciarie, prodotti in cuoio, pelle e similari	19
Industria del legno e dei prodotti in legno	20
Fabbricazione della pasta-carta, della carta e dei prodotti di carta	21
Editoria, stampa e riproduzione di supporti registrati	22
Fabbricazione di coke, raffinerie di petrolio, trattamento dei combustibili nucleari	23
Fabbricazione di prodotti chimici e di fibre sintetiche e artificiali	24
Fabbricazione di articoli in gomma e materie plastiche	25
Fabbricazione di prodotti della lavorazione di minerali non metalliferi	26
Produzione di metalli e loro leghe	27
Fabbricazione e lavorazione dei prodotti in metallo, escluse macchine e impianti	28
Fabbricazione di macchine ed apparecchi meccanici, compresi la riparazione e la manutenzione	29
Fabbricazione di macchine elettriche e di apparecchiature elettriche ed ottiche	30
Fabbricazione di macchine per ufficio,elaboratori e sistemi informatici	31
Fabbricazione di apparecchi elettrici n.c.a., radiotelevisivi e per le comunicazioni	32
Fabbricazione di apparecchi medicali, di precisione, di strumenti ottici e di orologi	33
Fabbricazione di autoveicoli, rimorchi e semirimorchi	34
Fabbricazione di altri mezzi di trasporto	35
Fabbricazione di mobili e strumenti musicali	36
Gioielleria, oreficeria, giochi, videogiochi, altre industrie manifatturiere e riciclaggio di rottami	37
Produzione e distribuzione di energia elettrica, di gas, di vapore e acqua calda	E
Costruzioni	F
Commercio di automotoveicoli, loro riparazione manutenzione; vendita al dettaglio di carburante	50
Commercio all'ingrosso esclusi automotoveicoli; intermediari del commercio	51
Commercio al dettaglio, esclusi automotoveicoli; riparazione di beni personali e per la casa	52
Alberghi e pubblici esercizi	H
Trasporti terrestri e mediante condotta	60
Trasporti marittimi, aerei e attività ausiliarie dei trasporti	61,62,63
Poste e telecomunicazioni	64
Intermediazione monetaria e finanziaria escluse le assicurazioni e i fondi pensione	65
Assicurazioni e fondi pensione escluse le assicurazioni sociali obbligatorie	66
Attività ausiliarie dell'intermediazione finanziaria	67
Attività immobiliari e noleggio di macchine e attrezzature	70, 71
Informatica, ricerca e attività connesse	72, 73
Altre attività professionali ed imprenditoriali	74
Pubblica amministrazione e difesa; assicurazione sociale obbligatoria	L
Istruzione	M
Sanità e altri servizi sociali	N
Altri servizi pubblici, sociali e personali	O

Figure

Figura 1

Distribuzione del tasso di disoccupazione 2001 in Italia per sistema locale del lavoro.
(la funzione di densità è stimata usando funzione Kernel di Epanechnikov)

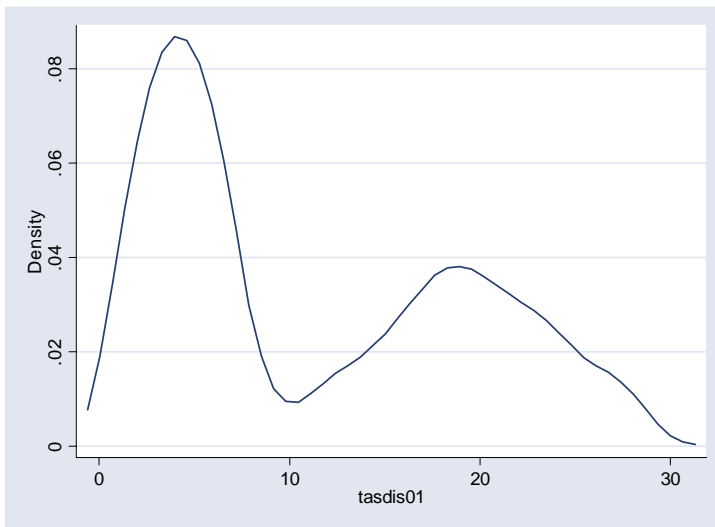


Figura 2

Distribuzione del tasso di disoccupazione 2001 nel Centro Nord per sistema locale del lavoro.

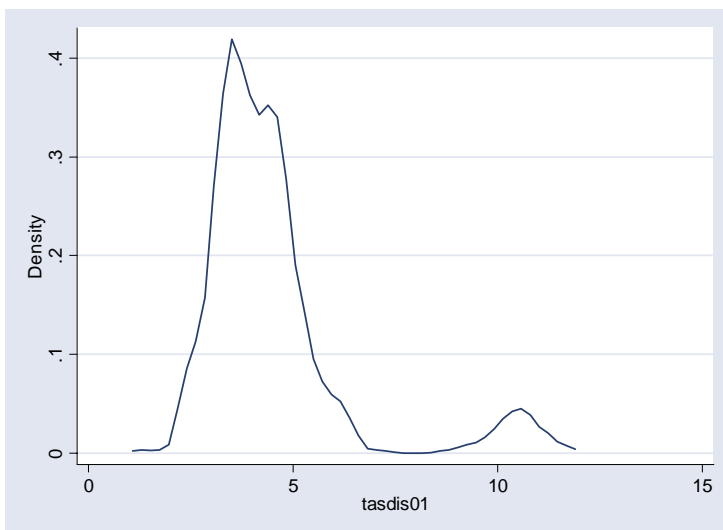


Figura 3

Distribuzione del tasso di disoccupazione 2001 nel Mezzogiorno per sistema locale del lavoro.

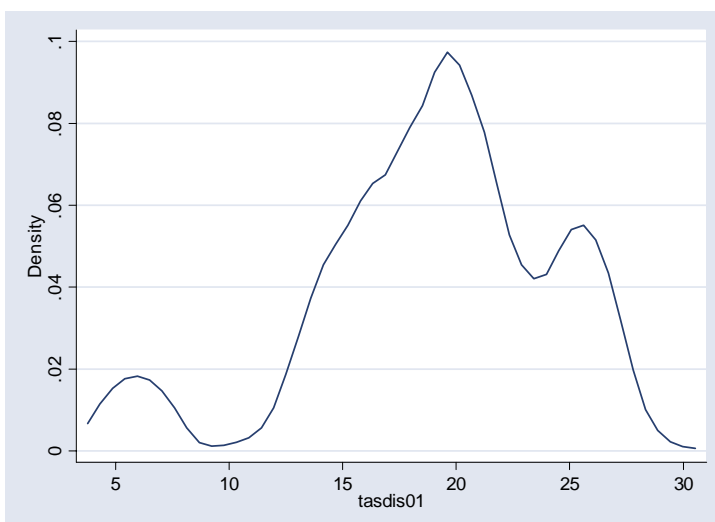


Tabella 1 - Stime con metodo OLS: variabile dipendente: tasso di disoccupazione 2001 per SLL.
Confronto Centro Nord e Mezzogiorno

<i>Variabili</i>	<i>Modello base</i>	<i>Modello base</i>
	<i>Centro Nord</i>	<i>Mezzogiorno</i>
<i>Diversificazione settoriale</i>	2.91 (2.65)	11.08 (2.85)
<i>Composizione settoriale</i>	-15.78 (-4.99)	-9.93 (-0.98)
<i>Dimensione media</i>	-1.35 (-9.45)	-3.01 (-5.90)
<i>Quota piccole imprese</i>	-7.00 (-5.32)	-7.93 (-1.93)
<i>Altitudine</i>	-0.18 (-3.79)	-0.68 (-4.18)
<i>Sussidi</i>	28.01 (2.95)	20.09 (2.00)
<i>Saldo migratorio</i>	28.28 (2.80)	-130.94 (-3.73)
R ²	0,25	0,25
R ² corretto	0,23	0,24
n. osservazioni	419	365

Nota: tra parentesi il valore del test t di Student.

Tabella 2 - Gli effetti di agglomerazione urbana sulla disoccupazione.

Stime con metodo OLS: variabile dipendente, tasso di disoccupazione 2001 per SLL (Centro Nord).

<i>Variabili</i>	<i>MOD.2</i>	<i>MOD.3</i>	<i>MOD.4</i>	<i>MOD.5</i>	<i>MOD.6</i>	<i>MOD.7</i>
	Centro Nord					
<i>Diversificazione settoriale</i>	5.48 (4.96)	3.32 (3.01)	3.27 (2.98)	3.53 (3.19)	5.30 (4.76)	5.44 (4.93)
<i>Composizione settoriale</i>	-26.06 (-7.81)	-17.56 (-5.48)	-17.33 (-5.46)	-18.19 (-5.63)	-25.74 (-7.60)	-26.15 (-7.83)
<i>Dimensione media</i>	-1.89 (-12.12)	-1.37 (-9.64)	-1.36 (-9.60)	-1.49 (-10.0)	-1.89 (-11.82)	-1.91 (-12.14)
<i>Quota piccole imprese</i>	-4.59 (-3.56)	-6.48 (-4.91)	-6.33 (-4.79)	-6.82 (-5.23)	-4.90 (-3.78)	-4.64 (-3.60)
<i>Altitudine</i>	-0.07 (-1.58)	-0.19 (-3.88)	-(0.19) (-3.91)	-0.16 (-3.27)	-0.08 (-1.67)	-0.08 (-1.55)
<i>Sussidi</i>	18.27 (2.01)	27.96 (2.97)	27.98 (2.98)	26.58 (2.82)	19.21 (2.10)	18.42 (2.03)
<i>Saldo migratorio</i>	13.12 (1.34)	28.60 (2.85)	27.77 (2.77)	25.05 (2.49)	13.88 (1.40)	13.39 (1.37)
<i>Ln(popolazione)</i>	0.71 (6.98)	-	-	-	-	-
<i>Aree urbane > 300.000 abit.</i>	-	1.87 (2.73)	-	-	-	-
<i>Aree urbane > 500.000 abit.</i>	-	-	2.56 (3.08)	-	-	-
<i>Densità popolazione</i>	-	-	-	0.00 (3.01)	-	-
<i>Ln(forze lavoro)</i>	-	-	-	-	0.65 (6.46)	-
<i>Ln(popolazione 15-64)</i>	-	-	-	-	-	0.70 (7.00)
R ²	0,32	0,26	0,26	0,26	0,32	0,33
R ² corretto	0,31	0,25	0,24	0,25	0,30	0,31
n. osservazioni	419	419	419	419	419	419

Nota: tra parentesi il valore del test t di Student.

Tabella 3 – Gli effetti di agglomerazione urbana sulla disoccupazione.
 Stime con metodo OLS: variabile dipendente, tasso di disoccupazione 2001 per SLL (Mezzogiorno).

<i>Variabili</i>	<i>MOD.2</i>	<i>MOD.3</i>	<i>MOD.4</i>	<i>MOD.5</i>	<i>MOD.6</i>	<i>MOD.7</i>
	Mezzogiorno					
<i>Diversificazione settoriale</i>	12.11 (3.10)	11.19 (2.88)	11.30 (2.91)	10.86 (2.82)	12.04 (3.09)	12.14 (3.12)
<i>Composizione settoriale</i>	-12.08 (-1.19)	-10.34 (-1.02)	-10.56 (-1.05)	-9.12 (-0.91)	-12.15 (-1.20)	-12.29 (-1.22)
<i>Dimensione media</i>	-3.22 (-6.21)	-3.02 (-5.92)	-3.02 (-5.94)	-3.12 (-6.15)	-3.23 (-6.22)	-3.24 (-6.25)
<i>Quota piccole imprese</i>	-4.08 (-0.91)	-7.40 (-1.78)	-6.91 (-1.66)	-6.25 (-1.52)	-4.06 (-0.90)	-3.80 (-0.84)
<i>Altitudine</i>	-0.6 (-3.29)	-0.07 (-3.99)	-(0.65) (-4.02)	-0.52 (-3.05)	-0.56 (-3.25)	-0.55 (-3.19)
<i>Sussidi</i>	18.60 (1.85)	20.12 (2.00)	20.75 (2.07)	18.58 (1.86)	18.62 (1.85)	18.43 (1.84)
<i>Saldo migratorio</i>	-138.7 (-3.95)	-129.04 (-3.67)	-125.77 (-3.57)	-134.3 (-3.87)	-140.19 (-3.98)	-139.51 (-3.98)
<i>Ln(popolazione)</i>	0.6 (2.04)	-	-	-	-	-
<i>Aree urbane > 300.000 abit.</i>	-	2.13 (0.90)	-	-	-	-
<i>Aree urbane > 500.000 abit.</i>	-	-	5.43 (1.66)	-	-	-
<i>Densità popolazione</i>	-	-	-	0.002 (2.82)	-	-
<i>Ln(forze lavoro)</i>	-	-	-	-	0.64 (2.04)	-
<i>Ln(popolazione 15-64)</i>	-	-	-	-	-	0.67 (2.19)
R ²	0,26	0,26	0,26	0,27	0,26	0,26
R ² corretto	0,25	0,24	0,24	0,25	0,25	0,24
n. osservazioni	365	365	365	365	365	365

Nota: tra parentesi il valore del test t di Student.

Tabella 4 - Gli effetti di agglomerazione industriale sulla disoccupazione.
 Stime con metodo OLS: variabile dipendente, tasso di disoccupazione 2001 per SLL (Centro Nord).

<i>Variabili</i>	<i>MOD.8</i>	<i>MOD.9</i>	<i>MOD.10</i>	<i>MOD.11</i>	<i>MOD.12</i>	<i>MOD.13</i>
	<i>Centro Nord</i>					
<i>Rischio diversificazione settoriale</i>	2.78 (2.49)	2.81 (2.43)	3.39 (3.03)	4.93 (4.30)	3.33 (2.99)	4.97 (4.34)
<i>Composizione settoriale</i>	-16.16 (-5.04)	-12.18 (-3,64)	-17.73 (-5.41)	-24.48 (-6.90)	-17.50 (-5.37)	-24.76 (-6.99)
<i>Dimensione media</i>	-1.29 (-7.84)	-	-1.47 (-9.62)	-1.94 (-10.61)	-1.45 (-9.67)	-1.78 (-10.97)
<i>Quota piccole imprese</i>	6.46 (-4.33)	-	-6.95 (-5.30)	-5.81 (-4.46)	-6.98 (-5.33)	-5.78 (-4.44)
<i>Altitudine</i>	-0.19 (-3.84)	-0.18 (-3.52)	-0.17 (-3.52)	-0.11 (-2.14)	-0.17 (-3.36)	-0.11 (-2.10)
<i>Sussidi</i>	27.65 (2.91)	32.65 (3.35)	27.31 (2.89)	21.06 (2.25)	27.27 (2.88)	20.94 (2.25)
<i>Saldo migratorio</i>	28.61 (2.83)	22.93 (2.12)	26.34 (2.61)	17.49 (1.74)	26.12 (2.58)	17.02 (1.69)
<i>Distretti</i>	-0.17 (-0.77)	-0.99 (-4.91)	-	-	-	-
<i>Densità addetti</i>	-	-	0.002 (2.14)	-	-	-
<i>Ln(addetti)</i>	-	-	-	0.51 (4.94)	-	-
<i>Densità unità locali</i>	-	-	-	-	-0.007 (2.05)	-
<i>Ln(unità locali)</i>	-	-	-	-	-	0.54 (5.09)
R ²	0,25	0,13	0,25	0,29	0,25	0,29
R ² corretto	0,23	0,12	0,24	0,27	0,24	0,27
n. osservazioni	419	419	419	419	419	419

Nota: tra parentesi il valore del test t di Student.

Tabella 5 - Gli effetti di agglomerazione industriale sulla disoccupazione.
Stime con metodo OLS: variabile dipendente, tasso di disoccupazione 2001 per SLL (Mezzogiorno).

<i>Variabili</i>	<i>MOD.8</i>	<i>MOD.9</i>	<i>MOD.10</i>	<i>MOD.11</i>	<i>MOD.12</i>	<i>MOD.13</i>
	<i>Mezzogiorno</i>					
<i>Rischio diversificazione settoriale</i>	9.54 (2.41)	11.43 (3.80)	11.26 (2.91)	11.17 (2.84)	11.01 (2.85)	11.30 (2.87)
<i>Composizione settoriale</i>	-11.56 (-1.14)	-11.43 (-1.13)	-10.25 (-1.02)	-10.17 (-0.99)	-9.75 (-0.97)	-10.50 (-1.03)
<i>Dimensione media</i>	-2.80 (-5.38)	-	-3.20 (-6.23)	-3.05 (-5.33)	-3.13 (-6.13)	-3.06 (-5.80)
<i>Quota piccole</i>	-6.47 (-1.55)	-	-6.75 (-1.64)	-7.66 (-1.72)	-7.15 (-1.74)	-7.25 (-1.62)
<i>Altitudine</i>	-0.66 (-4.07)	-0.58 (-3.52)	-0.55 (-3.20)	-0.67 (-3.86)	-0.56 (-3.25)	-0.67 (-3.78)
<i>Sussidi</i>	19.18 (1.91)	17.25 (1.74)	19.12 (1.91)	19.95 (1.97)	19.35 (1.93)	19.79 (1.96)
<i>Saldo migratorio</i>	-131.30 (-3.76)	203.96 (-6.10)	-133.24 (-3.82)	-132.05 (-3.69)	-136.15 (-3.89)	-133.56 (-3.74)
<i>Distretti</i>	-2.37 (-1.82)	-3.89 (-2.96)	-	-	-	-
<i>Densità addetti</i>	-	-	0.009 (2.31)	-	-	-
<i>Ln(addetti)</i>	-	-	-	0.05 (0.16)	-	-
<i>Densità unità locali</i>	-	-	-	-	0.03 (2.07)	-
<i>Ln(unità locali)</i>	-	-	-	-	-	0.13 (0.39)
R^2	0,26	0,20	0,26	0,25	0,26	0,25
R^2 corretto	0,24	0,19	0,25	0,24	0,25	0,24
n. osservazioni	365	365	365	365	365	365

Nota: tra parentesi il valore del test t di Student.

Tabella 6 - Gli effetti di agglomerazione industriale e urbana sulla disoccupazione.
 Stime con metodo OLS: variabile dipendente, tasso di disoccupazione 2001 per SLL (Centro Nord).

<i>Variabili</i>	<i>MOD.14</i>	<i>MOD.15</i>	<i>MOD.16</i>	<i>MOD.17</i>
	<i>Centro Nord</i>			
<i>Rischio diversificazione settoriale</i>	4.12 (4.01)	4.36 (4.21)	3.25 (2.96)	3.53 (3.28)
<i>Composizione settoriale</i>	-15.86 (-4.83)	-16.03 (-4.81)	-16.31 (-5.04)	-16.92 (-5.37)
<i>Dimensione media</i>	-0.41 (-1.87)	-1.66 (-11.28)	-1.32 (-8.44)	-1.49 (-10.27)
<i>Quota piccole imprese</i>	-0.89 (-0.71)	-0.92 (-0.72)	-6.37 (-4.92)	-5.51 (-4.26)
<i>Altitudine</i>	-0.08 (-1.91)	-0.08 (-1.88)	-0.13 (-2.64)	-0.18 (-3.93)
<i>Sussidi</i>	18.61 (2.23)	17.89 (2.12)	24.49 (2.63)	23.61 (2.58)
<i>Saldo migratorio</i>	13.31 (1.48)	14.29 (1.57)	22.92 (2.30)	24.75 (2.53)
<i>Ln(popolazione)</i>	4.35 (10.15)	4.26 (9.57)	-	-
<i>Ln(addetti)</i>	-3.75 (-8.71)	-	-	-
<i>Ln(unità locali)</i>	-	-3.67 (-8.16)	-	-
<i>Densità popolazione</i>	-	-	0.01 (4.05)	0.01 (5.57)
<i>Densità addetti</i>	-	-	-0.013 (-3.45)	-
<i>Densità unità locali</i>	-	-	-	-0.10 (-5.08)
R ²	0,43	0,42	0,28	0,30
R ² corretto	0,42	0,41	0,26	0,29
n. osservazioni	419	419	419	419

Nota: tra parentesi il valore del test t di Student.

Tabella 7 - Gli effetti di agglomerazione industriale e urbana sulla disoccupazione.
 Stime con metodo OLS: variabile dipendente, tasso di disoccupazione 2001 per SLL (Mezzogiorno).

<i>Variabili</i>	<i>MOD.14</i>	<i>MOD.15</i>	<i>MOD.16</i>	<i>MOD.17</i>
	Mezzogiorno			
<i>Rischio diversificazione settoriale</i>	9.16 (2.54)	9.30 (2.58)	9.92 (2.55)	10.51 (2.74)
<i>Composizione settoriale</i>	2.80 (0.30)	2.13 (0.23)	-6.64 (-0.66)	-7.60 (-0.76)
<i>Dimensione media</i>	1.74 (2.25)	-2.01 (-4.03)	-2.85 (-5.31)	-2.94 (5.75)
<i>Quota piccole</i>	-0.44 (-0.11)	-0.68 (-0.16)	-5.86 (-1.42)	-4.66 (-1.12)
<i>Altitudine</i>	-0.74 (-4.65)	-0.72 (-4.56)	-0.53 (-3.14)	-0.55 (-3.24)
<i>Sussidi</i>	22.71 (2.46)	20.01 (2.17)	18.02 (1.81)	17.26 (1.74)
<i>Saldo migratorio</i>	-35.57 (-1.03)	-35.43 (-1.02)	-135.30 (-3.90)	-123.13 (-3.53)
<i>Ln(popolazione)</i>	9.89 (8.46)	11.09 (8.38)	-	-
<i>Ln(addetti)</i>	-9.58 (-8.17)	-	-	-
<i>Ln(unità locali)</i>	-	-11.01 (-8.09)	-	-
<i>Densità popolazione</i>	-	-	0.007 (2.26)	0.008 (2.99)
<i>Densità addetti</i>	-	-	-0.02 (-1.58)	-
<i>Densità unità locali</i>	-	-	-	-0.11 (-2.30)
R ²	0,38	0,38	0,27	0,28
R ² corretto	0,36	0,36	0,26	0,26
n. osservazioni	365	365	365	365

Nota: tra parentesi il valore del test t di Student.