

BANCA D'ITALIA

Temi di discussione

del Servizio Studi

**Misura e determinanti dell'agglomerazione spaziale
nei comparti industriali in Italia**

di **Marcello Pagnini**



Numero 452 - Ottobre 2002

La serie “Temi di discussione” intende promuovere la circolazione, in versione provvisoria, di lavori prodotti all’interno della Banca d’Italia o presentati da economisti esterni nel corso di seminari presso l’Istituto, al fine di suscitare commenti critici e suggerimenti.

I lavori pubblicati nella serie riflettono esclusivamente le opinioni degli autori e non impegnano la responsabilità dell’Istituto.

Comitato di redazione:

ANDREA BRANDOLINI, FABRIZIO BALASSONE, MATTEO BUGAMELLI, FABIO BusetTI, RICCARDO CRISTADORO, LUCA DEDOLA, PATRIZIO PAGANO, PAOLO ZAFFARONI; RAFFAELA BISCEGLIA (segretaria)

MISURA E DETERMINANTI DELL'AGGLOMERAZIONE SPAZIALE NEI COMPARTI INDUSTRIALI IN ITALIA

di Marcello Pagnini*

Sommario

Questo lavoro affronta il tema della misura e delle determinanti dell'agglomerazione spaziale nei settori industriali in Italia. In particolare, seguendo l'importante contributo di Ellison e Glaeser, vengono presentati una serie d'indicatori di agglomerazione che tengono conto degli effetti del caso e della struttura dimensionale di un'industria sulla propensione delle imprese ad agglomerarsi. Il calcolo di questi indicatori per 100 comparti industriali in Italia nel 1996 mostra che le forze centripete tendono a prevalere nella gran parte dei settori su quelle che spingono verso una dispersione delle attività economiche nel territorio. Attraverso un'analisi di tipo econometrico, nella seconda parte del lavoro si esaminano le determinanti dell'agglomerazione a livello settoriale. Coerentemente con quanto previsto dal filone di letteratura dell'economia urbana, l'evidenza empirica mostra che i settori con una maggiore dotazione di capitale umano e con una più elevata propensione all'innovazione tendono ad essere più agglomerati degli altri. Ciò sembra confermare che la vicinanza geografica e i contatti diretti tra le imprese assumono maggiore rilevanza nei comparti che utilizzano conoscenze complesse e non ripetitive. Sempre dall'analisi econometrica si ricava che i costi di trasporto, misurati con un indicatore appositamente costruito, esercitano una influenza negativa sull'agglomerazione. E' presumibile quindi che una riduzione degli ostacoli al commercio tra aree geografiche aumenti la concentrazione geografica delle attività economiche anziché ridurla.

Abstract

This paper is concerned with spatial agglomeration across industrial sectors in Italy. Following the seminal article by Ellison and Glaeser, agglomeration indexes that simultaneously control for the effect of chance and size structure of industries are presented. In particular, I compute agglomeration across 100 industrial manufacturing sectors in Italy in 1996. The empirical evidence shows that for an overwhelmingly majority of sectors centripetal forces prevail over centrifugal ones. In a regression analysis, I also look at the determinants of agglomeration across sectors. Consistently with the literature on urban economics, I find that agglomeration is fostered by both the human capital intensity of a sector and its propensity to innovate. On the contrary, transportation costs per kilometer and the usage of land as production factor act as forces of dispersion. I conclude that industries where information spillovers are more relevant tend to be more agglomerated than the others. The negative influence of transportation costs on agglomeration implies that falling trade barriers between regions may lead to more geographic concentration of the economic activities.

JEL Classification: R12

Keywords: spatial agglomeration, information spillovers, transport costs.

* Nucleo per la ricerca economica, Banca d'Italia-Sede di Bologna.

Indice

1. Introduzione	9
2. Le misure dell'agglomerazione: questioni metodologiche	10
3. Le fonti statistiche utilizzate	17
4. L'agglomerazione nei comparti del settore manifatturiero in Italia	18
5. Le interpretazioni dell'agglomerazione spaziale	24
6. Un'analisi econometrica delle determinanti dell'agglomerazione nei comparti manifatturieri italiani	32
6.1 Le fonti dei dati e alcune questioni econometriche	32
6.2 I risultati delle stime	34
7. Conclusioni	37
Tavole e figure	40
Riferimenti bibliografici	52

1. Introduzione¹

Questo lavoro analizza l'agglomerazione spaziale nei comparti del manifatturiero ovvero si domanda quali siano i fattori che spingono le imprese all'interno di ogni settore a concentrarsi in poche regioni anziché distribuirsi in modo uniforme nello spazio.

La comprensione dei fattori che possono spiegare l'agglomerazione a livello settoriale presenta diversi motivi d'interesse. In primo luogo, può essere importante accertare caratteristiche quali grado di sviluppo tecnologico e apertura alla concorrenza interna od estera per quei settori che mostrano una maggiore propensione ad agglomerarsi. Questa conoscenza può a sua volta fornire un criterio di guida per valutare la sostenibilità di sistemi industriali che, come nel caso italiano, sono basati sull'agglomerazione spaziale di una rete di piccole imprese (distretti industriali). In secondo luogo, le principali teorie sull'agglomerazione geografica ricorrono di solito a qualche forma di economie esterne per la loro spiegazione (spillover informativi e altre ancora). La presenza di esternalità può dar luogo a equilibri multipli. Quindi vi possono essere settori nei quali il libero gioco delle forze di mercato genera un eccesso o un difetto di agglomerazione rispetto a quello che sarebbe ottimale, aprendo uno spazio per politiche economiche attive che abbiano una dimensione settoriale. Infine, la spiegazione sul perché alcuni settori siano più agglomerati di altri può offrire spunti per interpretare le tendenze generali di un sistema economico riguardo alla distribuzione spaziale delle attività economiche. Ad esempio si può cercare di rispondere alla domanda se di fronte ai miglioramenti nelle tecnologie di trasporto e delle telecomunicazioni ci si debba attendere un aumento o una riduzione della polarizzazione delle attività economiche attorno alle aree a maggiore sviluppo.

¹ Un ringraziamento particolare va a Federico Signorini per avere letto e commentato precedenti versioni di questo lavoro. Utili suggerimenti sono venuti anche da Andrea Brandolini, Riccardo Cristadoro, Federico Cingano, Pino Marotta, Giacinto Micucci, Irene Valsecchi e dai partecipanti ai seminari tenutisi presso la Banca d'Italia, l'Università di Modena e la conferenza Aisre di Venezia. Naturalmente rimango l'unico responsabile per qualsiasi errore commesso. Le opinioni espresse nel lavoro sono personali e non impegnano in alcun modo l'istituto di appartenenza. Indirizzo: Marcello Pagnini, Banca d'Italia, Sede di Bologna, Piazza Cavour 6, 40124-Bologna. Tel. 051-64030171, fax 051-263925, e-mail:

pagnini.marcello@insedia.interbusiness.it.

Sulla scia dell'importante contributo di Ellison e Glaeser (1997), verrà sottolineata nel corso del lavoro la distinzione tra agglomerazione e concentrazione geografica di un settore. La prima deve riflettere semplicemente le forze economiche che spingono le imprese a localizzarsi in una stessa area, la seconda invece può essere influenzata dalle caratteristiche tecnologiche e dimensionali di un comparto. In questo senso, un settore non può dirsi agglomerato solo perché l'occupazione è concentrata in pochi grandi impianti.

Una delle principali conclusioni del lavoro è che l'agglomerazione risulta essere la regola nei settori industriali, anche quando si tenga conto di una serie di sottigliezze metodologiche che sono insite nella misurazione di questo fenomeno. Le forze centripete sembrano quindi prevalere su quelle centrifughe, anche se la loro intensità media risulta essere modesta. Inoltre in un'analisi econometrica sulle determinanti dell'agglomerazione, che per quanto ne sappiamo è stata condotta per la prima volta per il caso italiano, mostriamo che questa dipende positivamente dalla quantità di capitale umano e dalla propensione all'innovazione di un settore e negativamente dai costi di trasporto.

Il resto del lavoro è organizzato come segue. Nel paragrafo 2 offriamo una discussione sui meriti relativi dei diversi indicatori nati dal contributo di Ellison e Glaeser. Nei paragrafi 3 e 4 questi indicatori vengono calcolati per i comparti manifatturieri italiani, utilizzando i dati del censimento intermedio dell'Istat del 1996, disaggregati per sistema locale del lavoro, classificazione ateco e classe dimensionale. Nei paragrafi finali (5 e 6) si indaga sulle determinanti dell'agglomerazione a livello settoriale sia da un punto di vista teorico sia attraverso un'analisi econometrica. Infine nel paragrafo 7 si riportano le principali conclusioni con alcune indicazioni per lavori futuri.

2. Le misure dell'agglomerazione: questioni metodologiche

L'agglomerazione geografica delle attività economiche non può essere semplicemente assimilata alla loro concentrazione geografica. Per distinguere tra questi due concetti è necessario dotarsi di una metrica appropriata. Cominciamo quindi con un indicatore di concentrazione geografica misurato rispetto agli addetti che lavorano presso gli impianti localizzati nelle varie regioni. Supponiamo che l'intero comparto manifatturiero sia

composto da M settori ($m=1,\dots,M$) e che vi siano N regioni ($i=1,\dots,N$). Per un generico settore m è possibile definire la seguente espressione:

$$(1) \quad G = \sum_{i=1}^N (s_i - x_i)^2$$

dove s_i è il rapporto tra gli occupati nella regione i e nel settore m rispetto al totale degli occupati nello stesso settore a livello nazionale; x_i è il rapporto tra gli addetti al manifatturiero nella regione i e quelli per il manifatturiero a livello nazionale.

La (1) rappresenta un indice di concentrazione di Herfindhal relativo e può assumere valori compresi tra 0 e 2. In particolare, G è uguale a 0 quando il grado di concentrazione geografica dell'occupazione di un settore è pari a quella dell'intero comparto manifatturiero, mentre tende a 2 nel caso in cui siano simultaneamente rispettate le seguenti condizioni: $s_i = 1$, e $x_i \approx 0$, $s_j = 0$ e $x_j \approx 1$ per $i \neq j$ ovvero quando una regione i assorbe tutta l'occupazione di un settore e tuttavia il suo peso in termini di occupazione del manifatturiero è quasi nullo e l'occupazione dei restanti comparti manifatturieri si concentra in gran parte in una regione j diversa da i . La (1) esprime quindi la concentrazione a livello geografico di un settore al netto di quella dell'intero comparto manifatturiero e in questo senso rappresenta una misura relativa e non assoluta della concentrazione geografica.

Ellison e Glaeser (1994 e 1997; da qui in avanti EG) criticano l'utilizzo della (1) quale indicatore di agglomerazione. In particolare, essi dimostrano che l'indice G non tiene conto della concentrazione che comunque viene generata nel caso in cui impianti di dimensione diversa si distribuiscono casualmente tra le diverse regioni. In altri termini, un settore non può essere definito agglomerato solo perché l'occupazione si concentra in pochi grandi impianti.

Per illustrare ulteriormente questo punto, si consideri il caso di un settore con un eguale numero di regioni e di impianti. Si assuma inoltre che le regioni siano tutte della stessa dimensione in termini di peso sull'intero manifatturiero, mentre gli impianti appartenenti al settore abbiano dimensioni diverse (naturalmente la loro dimensione è sempre misurata in termini di addetti). In assenza di una tendenza all'agglomerazione ogni

impianto si localizzerà in una regione diversa. Il calcolo di G per questo settore fornirà un valore positivo, anche se la distribuzione degli impianti corrisponde alla situazione di massima dispersione spaziale e quindi di assenza di agglomerazione.

Per tenere conto di questo aspetto, EG calcolano il valore atteso di G nel caso di una distribuzione casuale degli impianti tra le regioni, ovvero ‘as if locations are chosen by throwing darts at a map’. In particolare, gli autori dimostrano che vale la seguente relazione:

$$(2) \quad E(G) = (1 - \sum_i x_i^2) \cdot H$$

dove $H = \sum_{j=1}^K z_j^2$ è l’indice di Herfindhal a livello di impianto relativo a un settore, z_j è la quota di occupazione dell’impianto j ($j=1, \dots, K$) sul totale degli addetti allo stesso settore.

Si noti che dall’espressione (2) e sotto le ipotesi che non vi siano forze agglomerative si può ricavare la varianza di G. Sarà quindi possibile effettuare dei test statistici per accertare se il valore effettivo di G differisce significativamente da quello atteso in assenza di forze agglomerative riportato nella (2)².

In particolare, per $G > E(G)$ il settore risulterà agglomerato, per $G = E(G)$ il comparto presenterà una distribuzione degli addetti tra regioni pari a quella attesa nel caso di una distribuzione casuale degli impianti; infine per $G < E(G)$ gli impianti tenderanno a distanziarsi il più possibile nello spazio, allo scopo di essere vicini alle regioni dalle quali proviene la domanda del bene prodotto.

Il modello di scelte localizzative viene inoltre arricchito per tenere conto di due possibili fonti di agglomerazione: i vantaggi di tipo ‘naturale’ associati alle regioni e le esternalità

²In particolare sarà pari a $2 \left\langle H^2 \left[\sum x_i^2 - 2 \sum x_i^3 + (\sum x_i^2)^2 \right] - \sum z_j^4 \left[\sum x_i^2 - 4 \sum x_i^3 + 3 (\sum x_i^2)^2 \right] \right\rangle$. Il test di significatività si basa sul fatto che la differenza in valore assoluto tra G e il suo livello atteso in caso di assenza di forze agglomerative rappresentato dalla (2) sia maggiore del doppio della deviazione standard.

generate dalla presenza di più impianti nella stessa regione. In questo contesto si ottiene il seguente indice di agglomerazione:

$$(3) \quad \gamma_{EG} = \frac{G - (1 - \sum_i x_i^2) \cdot H}{(1 - \sum_i x_i^2) \cdot (1 - H)}$$

dove γ_{EG} assumerà valori compresi nell'intervallo tra -1 e 1 e risulterà tanto maggiore quanto più intensa sarà l'agglomerazione nel settore.

L'indicatore γ_{EG} potrà essere eguale a 0 anche in presenza di valori di G positivi. Questa proprietà dell'indice è importante in quanto chiarisce la differenza che passa tra il concetto di concentrazione geografica, espresso da G, e quello di l'agglomerazione, rappresentato dall'indice di EG. In questo senso si può affermare che γ_{EG} accerta la propensione delle imprese di un settore a localizzarsi in una stessa regione controllando simultaneamente per gli effetti del caso, della struttura dimensionale degli impianti e la concentrazione geografica dell'intero comparto manifatturiero. G controlla solamente per l'ultimo di questi fattori ma non per i primi due e quindi non può essere assunto come un indice di agglomerazione. Inoltre, controllando per la dimensione degli impianti, l'indice di EG non solo rende possibile misurare l'intensità dell'agglomerazione in un singolo settore, ma consente anche una più corretta analisi comparata tra settori nello spazio e nel tempo.

Maurice e Sedillot (1999; da qui in avanti MS) ricavano un indice di agglomerazione molto simile al precedente, partendo da un modello probabilistico ancora più semplice di quello ipotizzato da EG. In particolare, i due autori utilizzano una espressione che rappresenta la probabilità congiunta che due impianti si localizzino in una stessa regione per ricavare il seguente indice di agglomerazione:

$$(4) \quad \gamma_{MS} = \frac{G' - (1 - \sum_i x_i^2) \cdot H}{(1 - \sum_i x_i^2) \cdot (1 - H)}$$

dove $G' = \sum_i s_i^2 - \sum_i x_i^2$ rappresenta l'indice di concentrazione a livello geografico che differisce rispetto a G^3 . Sebbene le espressioni per γ_{EG} e γ_{MS} siano diverse, si può dimostrare che in valore atteso i due indicatori risulteranno eguali tra di loro.

Devereux, Griffith and Simpson(1999; da qui in avanti DGS) osservano che gli indici (3) e (4) sono accomunati dall'idea di misurare l'agglomerazione attraverso un confronto tra la concentrazione geografica, G , quella a livello di impianto o industriale, H . Una semplice differenza tra G e H non sarebbe tuttavia un indicatore di agglomerazione appropriato. Assumiamo infatti che vi siano più impianti che regioni ($K > N$), che gli impianti siano tutti della stessa dimensione così come le regioni e che si distribuiscano uniformemente tra le regioni. $G-H$ in questo caso sarebbe positivo pur in assenza di fenomeni agglomerativi (gli impianti mostrano la massima dispersione tra le regioni). Quindi è chiaro che è necessaria una correzione di G e H per tenere conto della numerosità di impianti e regioni sulla base di

un'espressione del tipo $\sum_{i=1}^N (s_i - \frac{1}{N})^2 - (H - \frac{1}{K})$. Tuttavia l'indice in questa forma

presenta ancora un problema per $N > K$ ovvero per il caso in cui vi siano più regioni che impianti. Se infatti si calcolasse questa espressione per due settori che presentano uno stesso numero di regioni della stessa dimensione, un diverso numero di impianti anch'essi della stessa dimensione e ripartiti uniformemente tra un sottoinsieme di regioni, il valore dell'espressione riportata sopra sarebbe maggiore nel settore con il minor numero di impianti nonostante in tutti e due i casi siano assenti forze agglomerative.

Per tenere conto anche di questi aspetti, gli autori propongono il seguente indicatore di agglomerazione:

$$(5) \quad \alpha = \sum_{i=1}^{K^*} (s_i - \frac{1}{K^*})^2 - (H - \frac{1}{K})$$

³ I due autori utilizzano in realtà un'espressione diversa per G' (in particolare l'espressione riportata nel testo è divisa per $(1 - \sum_i x_i^2)$). Ovviamente si tratta di una ridefinizione che non ha nessuna conseguenza per l'aspetto dell'equazione (4). Si noti che anche in questo caso come per il precedente indicatore è possibile ricavare un'espressione per la varianza di G' e quindi sottoporre a test di significatività gli scostamenti tra il valore atteso di G' in assenza di forze agglomerative e quello effettivo.

dove $-1 < \alpha \leq 1$ e $K^* = \min(N, K)$ ovvero K^* è pari al valore minimo tra il numero delle regioni (N) e quello degli impianti (K).

L'indice α presenta alcune caratteristiche che lo differenziano da quelli precedenti. In primo luogo non è derivato da un modello probabilistico ed è in una qualche misura ad hoc. In secondo luogo, la concentrazione geografica, corrispondente all'espressione nella prima sommatoria, e quella a livello di impianto, data dal secondo termine nella parentesi, sono calcolate rispetto a una ipotesi di equidistribuzione dell'occupazione tra le regioni e tra gli impianti⁴; ciò equivale ad utilizzare una misura di concentrazione assoluta e non relativa come quella introdotta negli altri due indicatori⁵. Infine, per le ragioni illustrate sopra, la concentrazione geografica è misurata rispetto al numero massimo di regioni che possono contenere impianti definito da K^* . Come verrà spiegato poco più avanti, quest'ultimo aspetto risulta decisivo nel far preferire α agli altri indici.

Kim, Barkley ed Henry (2000) hanno recentemente dimostrato che il valore atteso di G definito nell'equazione (2) risulta inferiore rispetto al valore corretto che risulterebbe dall'applicazione del calcolo combinatorio nei settori per i quali vi siano più regioni che impianti ($N > K$)⁶. Ne consegue che l'indice γ_{EG} tenderà a sovrastimare l'agglomerazione per quei settori in cui $N > K$. La stessa critica può essere estesa all'indice di MS, visto che è basato sullo stesso valore atteso di G, ma non ad α . Il motivo è legato al fatto che per $N > K$, le $N-K$ regioni in eccesso rispetto al numero degli impianti non entrano nel calcolo di α .

Le caratteristiche del data set, descritte nel prossimo paragrafo, consentono di utilizzare i dati ad un livello di disaggregazione territoriale molto spinto (784 sistemi locali del lavoro). Con un numero di aree geografiche così elevato risultano piuttosto frequenti i

⁴ In questo caso ovviamente la quota di occupazione di una regione o di un impianto corrisponderebbe all'inverso del loro numero complessivo.

⁵ Sulle possibili implicazioni teoriche della distinzione tra concentrazione assoluta e relativa si vedano i lavori di Amiti (1997) e Haaland et al (1999).

⁶ La loro dimostrazione si basa su di un esempio numerico che utilizza il calcolo combinatorio per ottenere le probabilità associate all'evento che un dato numero di impianti si distribuisca in un certo modo tra le regioni. Gli stessi autori, basandosi sui contributi di Bissell (1972 a e b), propongono inoltre un indice alternativo a quello di EG che misura l'agglomerazione con il parametro di *overdispersion* di una funzione di distribuzione binomiale negativa del numero degli impianti tra le regioni.

casi di settori per i quali $N > K$. Ciò rende preferibile l'utilizzo di α quale indice di riferimento; in ogni caso verranno calcolati anche i valori di γ_{EG} e γ_{MS} .

Tutti e tre gli indici proposti sono di natura statica e quindi non riescono a discriminare tra casi di agglomerazione che derivano da processi sviluppatisi nel corso del tempo e situazioni in cui l'agglomerazione è il risultato di uno shock contemporaneo dovuto ad esempio a un cambiamento tecnologico⁷.

Un'altra caratteristica che accomuna i tre indici è l'assunzione che gli spillover si generino esclusivamente tra impianti che si localizzano nella stessa regione ovvero che appartengono allo stesso settore di attività economica. Si esclude in questo modo la possibilità che gli spillover siano prodotti grazie all'interazione tra impianti localizzati in regioni limitrofe o tra comparti di attività che appartengono ad una stessa filiera produttiva. In realtà è possibile ottenere abbastanza agevolmente degli indici di coagglomerazione intersettoriali e interregionali che misurano appunto l'intensità degli spillover tra regioni e comparti diversi⁸.

Tuttavia gli indici di coagglomerazione non risolvono del tutto il problema. Come osservano in un recente lavoro Duranton e Overman (2001) gli indici di agglomerazione del tipo di quelli proposti forniscono lo stesso valore sia nel caso in cui tutta l'occupazione sia concentrata in due regioni tra loro limitrofe sia nel caso in cui queste regioni siano collocate agli estremi opposti dello spazio geografico di un paese. In altri termini, questi ultimi tengono conto di quanto l'occupazione è concentrata spazialmente tra N regioni ma non del fatto se quest'occupazione si concentra in regioni tra loro più o meno vicine nello spazio. Se si assumesse ad esempio che le esternalità alla base dell'agglomerazione dipendano dalla distanza e in particolare decadano lentamente al crescere della distanza, gli indici à la Ellison e Glaeser potrebbero non offrire una misura del tutto valida dell'agglomerazione.

Gli stessi Duranton e Overman propongono come alternativa un interessante indicatore basato sul calcolo delle distanze effettive tra i diversi impianti. La portata del loro lavoro rimane ancora da accertare, essendo basata su di un intenso utilizzo di tecniche di

⁷ Dumais et al (1997) analizzano i fattori che possono spiegare la dinamica dell'agglomerazione.

⁸ Per un'analisi degli spillover intersettoriali nel caso italiano si veda Micucci (2000).

simulazione numerica che possono a volte soffrire di problemi di robustezza dei risultati anche rispetto a lievi modificazioni nei parametri di partenza. Ciò non toglie comunque che gli indici sviluppatasi a seguito del contributo di Ellison e Glaeser costituiscano un miglioramento sostanziale rispetto agli indicatori precedenti e che quindi possano rappresentare un buon punto di partenza per l'analisi dell'agglomerazione.

3. Le fonti statistiche utilizzate

La nostra principale fonte di dati è costituita dal censimento intermedio dell'industria e dei servizi dell'Istat relativo all'anno 1996. In esso sono riportati i dati per imprese, unità locali e rispettivi addetti disaggregati per area geografica, settore di attività economica e classe dimensionale. Come già anticipato, i dati sono disponibili con un notevole dettaglio geografico (fino al livello comunale), settoriale (fino alla quinta cifra dello schema di classificazione ateco) e dimensionale (corrispondente a 13 classi dimensionali definite in termini di addetti).

L'elevato grado di dettaglio delle informazioni consente di poter scegliere le unità di riferimento per l'analisi successiva. In particolare, a livello geografico identificheremo le N aree geografiche con i sistemi locali del lavoro (d'ora in avanti SLL) censiti dall'Istat con riferimento all'anno 1991. Questi ultimi sono definiti da un algoritmo statistico che aggrega i comuni sulla base dell'intensità con la quale i lavoratori tendono a risiedere e lavorare nella stessa area. In questo modo si ottengono dei mercati del lavoro a livello locale i cui confini possono intersecare quelli di più province e regioni.

I pro e i contro nell'adottare suddivisioni geografiche provviste di significato economico sono abbastanza noti. I vantaggi sono dati dal fatto che suddivisioni amministrative quali le province o le regioni possono non corrispondere a realtà economiche significative e quindi introdurre delle distorsioni nell'analisi. Da questo punto di vista, Duranton e Overman (2001) citati in precedenza osservano che ad esempio i confini amministrativi possono separare impianti che dovrebbero essere considerati come appartenenti allo stesso cluster ovvero includere nella stessa regione impianti da considerare come appartenenti a realtà geografiche totalmente diverse.

L'identificazione delle aree geografiche con gli SLL permette di risolvere almeno una parte dei problemi sollevati da questa critica. La costruzione dei cluster dei comuni sulla base delle funzioni di autocontenimento della domanda e dell'offerta di lavoro sembra infatti particolarmente significativa dal punto di vista dell'analisi dell'agglomerazione. Il mercato del lavoro a livello locale viene infatti considerato come uno dei veicoli principali delle esternalità che sono alla base dei fenomeni agglomerativi, quindi la ripartizione degli impianti sulla base degli SLL dovrebbe evitare i rischi descritti sopra. E' evidente che allo stesso tempo si corre il pericolo di introdurre una certa dose di endogeneità nelle conclusioni che si possono raggiungere. Sulla base delle considerazioni svolte riteniamo tuttavia che sia preferibile l'utilizzo degli SLL e quindi di una classificazione con un significato economico. Nel seguito tuttavia calcoleremo gli indici anche per le 103 province e le 20 regioni italiane.

Dal punto di vista settoriale l'indagine è limitata ai comparti manifatturieri, in modo da escludere, oltre ai servizi, anche il settore delle costruzioni, il settore estrattivo e quello della produzione di energia. Micucci(2000), basandosi sui dati del censimento del 1991, estende l'analisi dell'agglomerazione anche ai comparti non industriali. La nostra scelta di limitarsi al comparto manifatturiero è dettata sia dall'impossibilità di trovare dati per i settori non industriali da utilizzare nell'analisi econometrica, sia da argomentazioni di tipo economico che sconsigliano di riunire in una stessa regressione settori tra loro eccessivamente eterogenei.

Gli indici di agglomerazione proposti verranno calcolati con una disaggregazione pari alla terza e quinta cifra della classificazione ateco. Gli impianti verranno identificati con le unità locali. Il calcolo di H richiederebbe dati a livello di singolo impianto che non rientrano tra quelli a nostra disposizione. Questo ostacolo può essere aggirato con il ricorso a una procedura suggerita da EG(1997), si veda anche Schlamensee(1977), che verrà appunto adottata nel seguito. Rispetto a EG tuttavia abbiamo il vantaggio di non dover utilizzare alcuna procedura di imputazione per i dati mancanti a causa di problemi di riservatezza.

4. L'agglomerazione nei comparti del settore manifatturiero in Italia

Prima di passare all'esame dei risultati è necessario verificare in quale misura gli indicatori γ_{EG} , γ_{MS} e α forniscano indicazioni coerenti nel misurare la presenza di

agglomerazione nei diversi settori. L'indice di correlazione, calcolato rispetto alla classificazione a tre cifre, è molto elevato e significativo tra γ_{MS} e α e appena un po' inferiore tra questi due e γ_{EG} (si vedano le tavole 1 e 2). La correlazione di rango fornisce indicazioni del tutto simili.

Nel complesso quindi i tre indicatori sembrano ordinare i comparti del manifatturiero in modo abbastanza coerente. Quindi possiamo essere sufficientemente certi che le conclusioni che avanzaemo non dipendano strettamente dal tipo di indicatore utilizzato.

I dati per i singoli comparti mostrano tuttavia una sorta di asimmetria nel grado di concordanza tra i diversi indici di agglomerazione (tavv. 5-7). La concordanza è pressoché totale nell'indicazione dei settori maggiormente agglomerati, mentre è inferiore per quelli meno agglomerati. Un simile fenomeno si riscontra anche nel caso dei dati francesi utilizzati da MS. Al momento non abbiamo una spiegazione per questa evidenza.

Come abbiamo visto in precedenza, l'indicatore di Ellison e Glaeser consente di effettuare un test per verificare se la concentrazione geografica effettiva, misurata da G , risulti significativamente diversa da quella attesa nel caso di assenza di agglomerazione (si veda l'equazione (2)). Dall'applicazione del test ai settori a tre cifre risulta che G è significativamente maggiore del livello atteso nel caso di assenza di agglomerazione in 94 comparti su 101, nei restanti 7 tale differenza non è significativa e quindi si può presumere che gli impianti si distribuiscano casualmente. In nessun caso G risulterebbe significativamente inferiore al livello atteso espresso dalla (2). Per l'ateco a 5 cifre, il test segnala la presenza di agglomerazione in 285 settori su 343, in 57 casi G non sarebbe significativamente diverso dalla concentrazione geografica generata da una distribuzione casuale degli impianti. Infine esiste solo un comparto per il quale il valore di G è inferiore a quanto sarebbe generato dal caso e nel quale quindi prevalgono le forze della dispersione su quelle dell'agglomerazione.

L'applicazione del test di significatività deve tuttavia tenere conto della critica secondo la quale il livello atteso di G in assenza di agglomerazione non è misurato correttamente dalla (2) quando le aree geografiche siano più numerose degli impianti. In questo caso il test può essere condotto solo per quei settori per i quali $K > 784$, ovvero nei casi in cui il numero di impianti superi quello dei 784 SLL. Dei 72 settori ateco a tre cifre che rispettano questa

condizione, tutti risultano essere agglomerati secondo il test proposto. In base alla classificazione a 5 cifre, solo 127 comparti su 343 rispettano la condizione per la quale $K > 784$ e risultano tutti agglomerati tranne 2.

Nella tavola 3 riportiamo il valore medio e mediano per i diversi indicatori calcolati a 3 e 5 cifre della classificazione ateco. Ovviamente in tutti i casi i valori sono positivi e significativamente diversi da 0⁹.

Pur con le limitazioni derivanti dall'applicabilità del test, i risultati proposti sembrano quindi indicare un prevalere delle forze che spingono all'agglomerazione rispetto a quelle che favoriscono la dispersione delle attività economiche nello spazio. Come nei lavori degli autori citati in precedenza, l'agglomerazione risulta essere piuttosto diffusa tra i diversi comparti del manifatturiero, nella maggior parte di essi infatti la concentrazione geografica è superiore a quella che si sarebbe verificata nel caso di una distribuzione completamente casuale degli impianti. In altri termini molti dei settori manifatturieri risultano essere agglomerati, anche una volta che si sia tenuto conto delle caratteristiche della loro struttura dimensionale e degli effetti del caso.

Alla pervasività dell'agglomerazione si accompagna tuttavia un'intensità nel complesso modesta. Circa il 20 per cento dei settori mostra un valore degli indici superiore a 0,05 che EG indicano come soglia oltre la quale si può ritenere che esista un elevato grado di agglomerazione (figura 1). La maggior parte dei settori presenta dei valori degli indici compresi tra 0 e 0,05, un intervallo che indica un moderato livello di agglomerazione. Vi sono pochi casi per i quali gli indici assumono dei valori negativi e sono tutti relativi all'indice γ_{MS} . In generale quindi le forze centripete sembrano prevalere su quelle centrifughe anche se la loro intensità risulta nel complesso modesta.

L'esame dei dati per singolo comparto offrono molteplici chiavi di lettura dei fenomeni agglomerativi (si vedano le tavole 5-7). I commenti che seguono si riferiscono solo alla tavola 5 che contiene la disaggregazione alla terza cifra ateco, le tavole 6 e 7 presentano una disaggregazione settoriale più spinta riferita alla quinta cifra ateco.

⁹ Questa affermazione si riferisce ai soli indici di EG e MS, per α infatti, come già più volte chiarito, non si dispone della distribuzione che consenta l'effettuazione del test di significatività.

I settori a maggiore agglomerazione comprendono attività tradizionali e a bassa intensità di economie di scala, quali il finissaggio dei tessuti (codice ateco 173), i prodotti della gioielleria ed oreficeria (codice 362), la fabbricazione di articoli da viaggio (192), delle pelli (191) e delle ceramiche (263). Tuttavia nello stesso gruppo rientrano anche comparti ad elevate economie di scala, quali la fabbricazione di autoveicoli (341), di macchine per ufficio ed elaboratori (300) e di supporti registrati (223), o che comunque possono essere definiti tecnologicamente avanzati, come i prodotti farmaceutici (244) e la costruzione di aeromobili e veicoli spaziali (353).

Anche per i comparti nei quali la tendenza all'agglomerazione risulta più attenuata si possono individuare una molteplicità di fattori esplicativi. Sicuramente tra i settori a bassa propensione all'agglomerazione rientrano quelli con un elevato rapporto tra costi di trasporto e valore aggiunto, per i quali quindi è importante la vicinanza alle fonti della domanda (si vedano i casi della fabbricazione dei prodotti in calcestruzzo (266) e di mattoni (264)). Tuttavia l'industria del tabacco e la fabbricazione di fibre sintetiche artificiali, per citare due esempi, non possono essere inclusi in questa tipologia settoriale.

L'importanza di misurare l'agglomerazione, controllando per gli effetti della struttura dimensionale, è bene illustrata dal caso dei generatori di vapore (283). Questo comparto ha uno dei valori più elevati dell'indice di concentrazione geografica ($G = 0,230$ contro una media per tutti i settori di $0,029$) e della concentrazione a livello di impianto ($H=0,217$ contro una media di $0,016$). La risultante di queste due caratteristiche è un valore modesto dell'indice α . L'elevato livello di G dipende dalla forte concentrazione dell'attività produttiva in pochi grandi impianti piuttosto che da una tendenza agglomerativa generata da economie esterne o da vantaggi localizzativi associati ad alcune aree. Per converso, vi sono comparti nei quali una dispersione territoriale relativamente elevata si associa ad una tale frammentazione del tessuto produttivo in tanti impianti di piccole dimensioni da far prevalere le tendenze centripete (si veda ad esempio la fabbricazione di apparecchi trasmettenti (322) e di strumenti e apparecchiature di misurazione (332)).

Le differenze nelle definizioni dei settori e delle aree geografiche rendono piuttosto difficoltoso un confronto analitico con i risultati ottenuti dagli autori citati per gli altri paesi. Tuttavia è possibile almeno comparare alcune delle conclusioni di valenza più generale che riguardano l'ordinamento dei settori in base all'intensità dell'agglomerazione.

EG (1997) sostengono che i vantaggi naturali di cui possono godere alcune aree sono probabilmente alla base dei casi più rilevanti di agglomerazione settoriale negli Stati Uniti (si veda anche EG 1999 nel quale i due autori tentano di isolare la componente legata ai vantaggi naturali da quella che dipende dalle economie esterne). Gli stessi autori ritengono che, al pari del caso italiano, sia possibile individuare una molteplicità di fattori esplicativi dell'intensità dei fenomeni agglomerativi (sebbene i comparti tradizionali tendano ad essere prevalenti tra quelli a maggiore agglomerazione).

DGS(1999), applicando il loro indicatore α all'industria manifatturiera del Regno Unito, sostengono con decisione la tesi per cui le economie di agglomerazione sarebbero maggiormente associate ai settori tradizionali, tecnologicamente meno avanzati e anche meno aperti alla concorrenza di imprese esterne.

Infine, MS(1999) concludono che nell'industria francese le forze centripete sembrano prevalere sia nei settori tradizionali che in quelli tecnologicamente avanzati.

Nel confrontare i nostri risultati con quelli appena esposti si deve tenere presente che abbiamo escluso dalla nostra analisi le industrie estrattive e quelle dei prodotti energetici, per le quali i vantaggi naturali giocano ovviamente un ruolo importante nello spiegare l'agglomerazione.

Per quanto riguarda la diffusione dell'agglomerazione tra i settori tecnologicamente avanzati, le nostre conclusioni sembrano essere simili a quelle raggiunte per la Francia da MS. Si può quindi avanzare l'ipotesi che l'agglomerarsi delle attività industriali ad elevata tecnologica sia tipica dei paesi dell'Europa continentale mentre sia molto meno diffusa nei paesi anglosassoni. Su questa stessa linea si potrebbe ulteriormente argomentare che la maggiore frammentazione del tessuto produttivo dei paesi dell'Europa continentale possa aver stimolato le tendenze all'agglomerazione anche nei settori high-tech. Lasciamo la possibilità di verificare questa ipotesi ad un futuro lavoro.

Come anticipato in precedenza gli indicatori descritti sono basati sull'ipotesi che le economie esterne si generino e rimangano circoscritte alla singola regione, nel nostro caso quindi al singolo SLL. Se questa ipotesi fosse corretta il valore atteso degli indici γ_{EG} e γ_{MS} non dovrebbe variare rispetto ai diversi livelli di aggregazione geografica¹⁰. Tuttavia questa

¹⁰ Questa proprietà non si estende ad α e quindi il ragionamento nel testo viene svolto per l'indice di EG.

assunzione appare poco plausibile. Le esternalità tendono probabilmente a propagarsi alle regioni contigue rispetto a quella d'origine. Ciò sembra ancora più probabile in un caso come il nostro che prevede un'analisi con un elevato livello di disaggregazione geografica.

Se esistono esternalità che si estendono su aree geografiche più ampie, allora il valore degli indici di agglomerazione risulterà crescente rispetto al livello dell'aggregazione geografica. Per illustrare questo fenomeno abbiamo provveduto al calcolo degli indicatori utilizzando come ripartizioni geografiche, oltre agli SLL, anche le 103 province e le 20 regioni italiane (tav. 4).

I dati della tavola 4 confermano che gli indici di agglomerazione γ_{EG} e γ_{MS} crescono, quasi senza eccezione, con il livello di aggregazione geografica. Esistono quindi economie esterne che non si esauriscono all'interno di un singolo SLL ma si estendono su aree geografiche più ampie.

Quindi si può concludere che le economie esterne tendono a propagarsi tra più SLL anziché rimanere circoscritte a una singola area. La comparazione tuttavia del valore degli indici ai diversi livelli di aggregazione mostra che le economie di localizzazione a livello di singolo SLL rimangono comunque rilevanti. Questo risultato conferma anche la validità della scelta del SLL quale unità di riferimento elementare per l'analisi.

Un altro aspetto da esaminare riguarda la correlazione tra i vari indici calcolati sui 101 comparti manifatturieri utilizzando come unità geografica i SLL, le province e le regioni. Il coefficiente di correlazione semplice tra SLL e province risulta pari a circa 0,92, e a 0,6 e 0,7 quando si consideri la correlazione, rispettivamente, tra SLL e regioni, e tra province e regioni. Le correlazioni di rango forniscono indicazioni del tutto simili. In sintesi, sembra emerge un quadro nel quale la misura dell'agglomerazione a livello settoriale risulta molto simile quando venga considerata per piccole aree come i SLL e le province. Per aree più ampie quali sono le regioni, il grado di agglomerazione e il suo ordinamento a livello settoriale sembra mutare indicando la possibilità che le forze che agiscono a questo livello di aggregazione geografica siano diverse da quelle per le piccole aree. Vedremo che anche la successiva analisi econometrica fornirà delle indicazioni in tal senso.

5. Le interpretazioni dell'agglomerazione spaziale

In questo paragrafo verrà trattato il tema delle determinanti teoriche dell'agglomerazione a livello settoriale. In altri termini il diverso grado di agglomerazione spaziale osservato nei vari settori verrà posto in relazione con un insieme di caratteristiche degli stessi comparti. Quindi l'analisi che segue è mirata non tanto alla comprensione del perché le attività economiche in generale si concentrano in una regione anziché in un'altra quanto appunto a stabilire quali possono essere le caratteristiche dei settori che possono determinare la propensione all'agglomerazione delle imprese che ne fanno parte.

Come riferimento teorico per la spiegazione dell'agglomerazione a livello settoriale utilizzeremo principalmente i contributi provenienti dall'economia urbana¹¹. Secondo questo filone di letteratura il grado di agglomerazione di un settore può essere considerato come la risultante della presenza di economie esterne o di localizzazione, che spingono le imprese del settore a concentrarsi spazialmente, dei costi di trasporto e dei costi di congestione, dovuti all'addensarsi delle imprese in poche aree.

Un recente lavoro di Belleflamme et al.(2000), che può essere considerato come rappresentativo dell'intera scuola, traduce questi elementi in un modello formale. In particolare, si assume che vi siano due regioni¹², che i consumatori non mostrino alcuna mobilità territoriale, che i prodotti presentino un certo grado di differenziazione ovvero che siano imperfettamente sostituibili, che tra le regioni vi sia un costo positivo legato al trasporto del bene prodotto in una delle due regioni e consumato in un'altra. Infine, nel modello viene introdotta la presenza di un'esternalità positiva che comporta che il costo marginale di ogni unità produttiva, costante al variare della quantità prodotta, sia una funzione inversa del numero di imprese presenti in una regione. Questo effetto si configura come un'esternalità pura che ricade su tutte le imprese che appartengono alla stessa area ma che non influenza le strategie individuali delle stesse imprese.

Sotto queste ipotesi, il modello produce una serie di conclusioni che guideranno la specificazione econometrica successiva. In particolare, dall'analisi di statica comparata delle

¹¹ Il riferimento principale di questa scuola è naturalmente Marshall (1920). Si vedano anche Jacobs (1969) e Henderson (1974). Due ottime rassegne sono quelle di Fujita e Thisse (1996) e Thisse (2000).

¹² Soubeyran e Weber (2001) generalizzano al caso di N regioni un modello simile a quello descritto.

condizioni di equilibrio si ricavano i seguenti risultati: a) l'agglomerazione sarà una funzione crescente del parametro che regola l'intensità delle economie esterne; b) al diminuire dei costi di trasporto crescerà la propensione delle imprese a raggrupparsi in cluster; c) il grado di sostituibilità dei prodotti influirà negativamente sull'agglomerazione e rappresenterà quindi una forza centrifuga.

Prima di procedere alla verifica di come queste indicazioni possano tradursi nell'analisi della concentrazione spaziale a livello settoriale, spieghiamo brevemente perché si è preferito utilizzare l'economia urbana, anziché l'approccio neoclassico o quella della nuova geografia economica quale chiave interpretativa dell'agglomerazione.

La scuola neoclassica riconduce la propensione delle imprese ad addensarsi in cluster a una differente dotazione fattoriale delle aree geografiche¹³. Tuttavia questi modelli, centrati sul noto teorema di Heckscher-Hohlin, ipotizzano l'immobilità dei fattori produttivi tra le diverse aree geografiche. Se questa assunzione appare adatta ad un contesto internazionale sembra meno appropriata al fine di spiegare l'agglomerazione all'interno di un singolo paese e tra aree geografiche relativamente piccole quali sono i SLL utilizzati in questo lavoro.

La scuola della nuova geografia economica¹⁴, che pure presenta diversi punti di contatto con il filone dell'economia urbana, considera l'agglomerazione come il risultato dei legami di domanda che si vengono ad instaurare tra le imprese, a loro volta creati dall'interazione tra costi di trasporto e costi fissi di produzione. La convenienza a concentrare la produzione presso un unico impianto e quindi in un'unica località, unitamente alla presenza di costi di trasporto, spinge le imprese ad agglomerarsi attorno ai mercati finali e/o intermedi di maggiori dimensioni. Senza entrare nei dettagli della lunga catena causale che genera questi risultati, è importante notare il ruolo centrale svolto dai rendimenti di scala crescenti. Per la nuova geografia economica, questi ultimi si manifestano già a livello di singola unità produttiva e non si configurano come economie esterne alla singola impresa ma interne all'industria nella quale si verificano come avviene per l'economia urbana.

¹³ Sulle difficoltà della scuola neoclassica ad inserire aspetti geografici e relativi ai costi di trasporto in un modello di equilibrio economico generale si veda Starrett(1978).

¹⁴ Si vedano l'ormai classico contributo di Krugman(1991b) e il volume di Fujita, Krugman e Thisse(1999). Due ottime rassegne relative a questa letteratura sono Ottaviano e Puga(1997) e, più di recente e con una serie di spunti critici, Neary(2001).

Ora tutti gli indici di agglomerazione introdotti nei paragrafi precedenti misurano l'agglomerazione al netto di H, l'indice di concentrazione di Herfindhal a livello d'impianto, che può essere considerato come una proxy delle economie di scala a livello di singola unità produttiva. Quindi questi indici neutralizzano gli effetti di uno dei fattori che la nuova geografia economica ritiene centrale ai fini della spiegazione dell'agglomerazione. Per questa ragione reputiamo che le interpretazioni della nuova geografia economica non siano del tutto coerenti con il tipo di misura dell'agglomerazione proposta in questo lavoro.

Tornando alle conclusioni del modello di Belleflamme et al(2000) discuteremo ora come possano essere utilizzate al fine di spiegare la variabilità dell'agglomerazione tra settori.

Le economie esterne o di localizzazione

Come si è visto le economie esterne si generano grazie alla presenza simultanea di più imprese in una stessa regione. Il motivo di questo fatto è da attribuirsi ai cosiddetti spillover tecnologici o informativi che favoriscono la trasmissione delle conoscenze e l'apprendimento tra imprese relativamente vicine nello spazio. Glaeser (1999) dimostra che nelle aree più densamente popolate si sviluppano più facilmente meccanismi di apprendimento basati sull'imitazione. Baptista(2000) dimostra che le innovazioni tendono a diffondersi più rapidamente in aree geografiche con una maggiore densità di imprese. Ciccone e Hall(1996) trovano che la produttività degli stati americani è positivamente influenzata dalla densità geografica dei fattori produttivi.

Il punto da chiarire è quali siano i settori nei quali gli spillover di conoscenza possono giocare un ruolo maggiore e quindi accrescere la propensione delle imprese di quei settori ad agglomerarsi. La letteratura sull'argomento ha identificato da tempo questi comparti con i settori con una maggiore dotazione di capitale umano e con una maggiore propensione all'innovazione (Audretsch e Feldman, 1996). L'impiego di lavoratori con un particolare grado di abilità tecnica in un settore presuppone l'utilizzo di conoscenze complesse che non possono essere trasmesse in modo formalizzato e a distanza. Una conclusione analoga si può trarre per quei comparti nei quali le conoscenze tendono ad evolversi rapidamente, rendendo difficoltosa quindi una loro trasmissione tramite canali di comunicazione di tipo impersonale.

L'ipotesi che avanziamo quindi è che nei settori a più elevata intensità di skill o di capitale umano e/o in quelli con una maggiore propensione all'innovazione, gli spillover di conoscenza risulteranno più importanti e quindi stimoleranno la tendenza delle imprese a intrattenere contatti diretti e ad agglomerarsi.

I costi di trasporto

Nel modello presentato la riduzione dei costi di trasporto tra due aree agisce come una forza centripeta che favorisce l'agglomerazione. Al diminuire dei costi di trasporto, infatti, le imprese troveranno più conveniente concentrarsi in una stessa regione al fine di sfruttare gli spillover di conoscenza, mantenendo allo stesso tempo relativamente contenuti i costi che derivano dall'esportazione del bene prodotto verso l'altra regione. Quindi avanziamo l'ipotesi che settori con una maggiore incidenza dei costi di trasporto per unità di prodotto o per chilometro percorso mostrino una minore propensione ad agglomerarsi ovvero che tra agglomerazione e costi di trasporto a livello settoriale vi sia una relazione inversa. Si noti che in assenza di economie esterne di localizzazione si potrebbe al contrario configurare un effetto positivo dei costi di trasporto sull'agglomerazione e quindi le imprese di un settore con un minor costo di trasporto rispetto ad un altro comparto potrebbero disperdersi maggiormente tra le due regioni.

Per spiegare questo punto è sufficiente osservare che in assenza di economie di localizzazione le imprese avrebbero convenienza a distanziarsi il più possibile nello spazio al fine di evitare la concorrenza delle altre imprese e più in generale i costi di congestione. Ora si supponga che i costi di trasporto di un settore siano zero e che due terzi della domanda provenga dalla regione A e un terzo da B. In questo caso la distribuzione ottimale delle imprese sarebbe ovviamente quella in un cui sia A che B ospitano uno stesso numero di imprese (ciò minimizzerebbe i costi di congestione) e ognuna delle imprese localizzate in una regione esporta una parte della propria produzione¹⁵. In un settore con costi di trasporto positivi ciò non sarebbe più vero. Alcune imprese potrebbero trovare conveniente localizzarsi nella regione (ad esempio A) dalla quale proviene la maggior parte della loro domanda. Questo, infatti, potrebbe comportare maggiori costi di congestione ma anche un

¹⁵ Si sta assumendo che sia sempre conveniente per una impresa esportare una parte della propria produzione.

risparmio sui costi di trasporto. E' chiaro quindi che nel settore con costi di trasporto positivi si potrebbe determinare una maggiore propensione all'agglomerazione rispetto a quello con costi pari a zero.

Fattori di congestione.

Un'elevata densità di imprese in una stessa regione genera oltre alle economie esterne anche un aumento del grado di concorrenza e un aumento delle rendite pagate sui fattori fissi. E' evidente come queste forze spingano le imprese a disperdersi nello spazio. Al fine di cogliere almeno una parte di questi effetti avanziamo l'ipotesi che i settori con un più elevato utilizzo di un fattore fisso come la terra mostrino a parità di altre condizioni un minor grado di agglomerazione.

Da un punto di vista econometrico, le indicazioni della teoria possono essere tradotte nella seguente equazione:

$$(6) \quad \alpha = a_0 + a_1 \cdot wpc + a_2 \cdot rd + a_3 \cdot distm + a_4 \cdot qland + a_5 \cdot d_{cons} + a_6 \cdot d_{int} + \varepsilon$$

dove α misura l'indice di agglomerazione a livello settoriale definito dalla (5) ed ε rappresenta un termine di errore con le usuali proprietà.

Tra i regressori, wpc è il rapporto tra il monte salari e stipendi e il numero di addetti nel settore. Questa variabile rappresenta una proxy dell'entità di capitale umano presente in un settore nell'ipotesi che ad un più elevato livello di skill corrispondano salari pro capite più elevati. Ci attendiamo quindi che wpc assuma un segno positivo nella regressione. Rd è il rapporto tra le spese in ricerca e sviluppo e il valore aggiunto di un settore. In questo caso si assume che l'agglomerazione sia positivamente correlata con il grado di innovatività di un settore, nell'aspettativa che l'accumulazione di nuove conoscenze renda più importante l'interazione diretta e quindi la vicinanza geografica tra le imprese.

$distm$ è dato dalla seguente espressione:

$$(7) \quad distm = \sum_c \left(\frac{X_{jc} + M_{jc}}{X_j + M_j} \right) \cdot d_c$$

dove X_{jc} e M_{jc} rappresentano rispettivamente l'export e l'import delle merci classificate nel settore j verso e dal paese c , X_j e M_j sono rispettivamente pari all'export e all'import totali delle merci che compongono il settore j , d_c è invece la distanza tra Roma e la capitale del paese c , misurata assumendo che la terra sia perfettamente sferica. L'indicatore quindi consiste in una distanza media percorsa dalle merci importate ed esportate appartenenti al settore j . In mancanza di dati sui costi di trasporto a un livello di disaggregazione a tre cifre, il nostro indicatore rappresenta una proxy di tali costi. In particolare assumiamo che le attività merceologiche caratterizzate da import ed export verso paesi lontani presentino minori costi di trasporto per chilometro ovvero che i costi di trasporto di un settore siano una qualche funzione inversa di $distm$.

L'utilizzo di quest'indice per misurare l'intensità dei costi di trasporto a livello settoriale richiede alcuni commenti.

In primo luogo, l'ipotesi in base alla quale i costi di trasporto per chilometro siano una funzione inversa della distanza percorsa dalle merci di un settore può essere razionalizzata in base a un semplicissimo modello di questo tipo.

Si immagini che un'impresa che appartiene al settore m abbia fissato la propria localizzazione e debba decidere quanto lontano spingersi dalla località in cui è insediata nella vendita dei propri prodotti. I ricavi aumenteranno con la distanza percorsa perché si riesce a raggiungere un maggior numero di consumatori tuttavia assumiamo che il ricavo marginale diminuisca poiché risulterà sempre più difficile collocare i prodotti in mercati lontani¹⁶. Allo stesso tempo al crescere della distanza aumenteranno anche i costi di trasporto totali. In particolare assumiamo che essi siano una funzione lineare e crescente della distanza. Ciò equivale all'ipotesi che il costo di trasporto per chilometro rimanga costante al variare della distanza, lasciamo tuttavia la possibilità che vari a seconda delle caratteristiche

¹⁶ Per semplicità assumiamo che i consumatori siano disposti lungo una retta percorribile in una sola direzione.

merceologiche dei settori (peso per unità di valore aggiunto e grado di deperibilità in primo luogo). Queste indicazioni si traducono nella seguente funzione di profitto $\pi_m(d) = d^\beta - c_m \cdot d$, dove d è la distanza tra la localizzazione dell'impresa e il consumatore più distante tra quelli raggiunti, β è un parametro della funzione dei ricavi che assumiamo per comodità costante tra tutti i settori e minore di 1 in coerenza con l'ipotesi di un ricavo marginale decrescente al crescere della distanza, infine c_m rappresenta il costo di trasporto specifico del settore. Dalle condizioni del primo ordine si ricava facilmente che la distanza ottima sarà pari a $d_m^* = \left(\frac{c_m}{\beta}\right)^{1/(\beta-1)}$; la distanza percorsa dalle merci sarà quindi una funzione decrescente dei costi di trasporto per chilometro ovvero a parità di condizioni le merci di un settore con un più elevato livello dei costi di trasporto rispetto ad un altro percorreranno una distanza minore.

In secondo luogo può sembrare arbitrario l'aver escluso dal compunto dell'indice le distanze percorse dalle merci di un settore all'interno dell'Italia. Naturalmente la ragione principale è che non si dispone di dati sulla destinazione geografica delle merci prodotte dal settore all'interno del paese. Il nostro indicatore basato sui flussi di import e export dovrebbe tuttavia essere abbastanza correlato con quello che si otterrebbe tendendo presenti l'intera distanza percorsa dalle merci in Italia e all'estero.

In terzo luogo può sembrare altrettanto arbitrario l'aver fissato Roma come punto di partenza e di arrivo dei flussi di export e di import dei vari settori invece dell'effettiva localizzazione delle unità produttive. A parte il problema di ripartire i flussi di export ed import a livello di sistema locale del lavoro, la nostra scelta è stata anche motivata dall'esigenza di attenuare possibili problemi di endogeneità. Se, infatti, la distanza percorsa dai flussi di import ed export fosse misurata a partire dalla effettiva localizzazione delle unità produttive di un settore si rischierebbe di introdurre una correlazione con l'indicatore di agglomerazione α che ovviamente dipende dalle stesse decisioni di localizzazione. Si preferisce quindi introdurre un piccolo errore di misurazione piuttosto che dover affrontare un problema di endogeneità di uno dei regressori.

Infine, abbiamo utilizzato una media ponderata anziché semplice delle distanze per evitare che l'export o l'import verso o da paesi molto lontani ma commercialmente

irrilevanti finissero per influire troppo sulla media. Si è preferito inoltre l'utilizzo della somma dell'export e dell'import quale elemento di ponderazione invece di una delle due componenti prese singolarmente per evitare che delle caratteristiche fortemente idiosincratice nella composizione per area geografica o delle esportazioni o delle importazioni finisse per condizionare eccessivamente i risultati.

A riprova della validità dell'indicatore prescelto indichiamo il contributo di Weiss (1991), citato da Audretsch e Feldman (1996), nel quale si mostra che per gli Stati Uniti una misura simile a quella utilizzata in questo lavoro risulta fortemente correlata con indici dei costi di trasporto basati sul valore per unità di peso. Infine l'ordinamento dei settori che scaturisce dall'utilizzo della nostra variabile sembra piuttosto ragionevole se confrontato con le informazioni qualitative a priori di cui normalmente si dispone. I settori che costituiscono due dei casi di scuola nell'economia dei trasporti, vale a dire la produzione di cemento e di prodotti di oreficeria e gioielleria, finiscono rispettivamente al novantesimo e al sesto posto nella graduatoria dei 92 settori stilata in base a *distm*.

In base alle indicazioni della teoria ci attendiamo che in presenza di economie esterne di localizzazione il segno atteso di questa variabile sia positivo e quindi che l'influenza dei costi di trasporto sull'agglomerazione sia negativa. In assenza di esternalità, il segno atteso dovrebbe essere negativo e quindi ciò configurerebbe una relazione diretta tra costi di trasporto e propensione all'agglomerazione.

Qland è pari all'incidenza degli investimenti in terreni sul totale degli investimenti fissi lordi di un settore. La concentrazione di molte unità produttive su di uno stesso territorio comporta naturalmente una serie di costi di congestione che possono riflettersi in un aumento della rendita dei terreni. Assumiamo che questi costi possano essere più rilevanti per quei settori che utilizzano con maggiore intensità la terra tra i loro fattori produttivi. Ci attendiamo quindi che *Qland* entri con un segno negativo nella regressione.

Infine, abbiamo introdotto delle dummy settoriali che assumono valore pari a uno per i comparti che producono rispettivamente beni di consumo (d_{cons}), beni intermedi (d_{int}) e d'investimento (la dummy relativa a questi settori non viene esplicitata e finisce nella costante) e naturalmente sono pari a 0 per i restanti settori. In una specificazione successiva abbiamo utilizzato degli effetti fissi settoriali molto più disaggregati (corrispondenti grosso

modo alle 14 sottosezioni di censimento) allo scopo di controllare per la presenza di possibili variabili omesse e problemi di endogeneità.

A questo punto è bene chiarire quali sono i potenziali fattori esplicativi che non vengono presi in considerazione nella nostra specificazione. In primo luogo, non si tiene conto del ruolo che possono giocare i cd ‘fattori naturali’. Le imprese possono tendere ad agglomerarsi in specifiche aree a seguito dei vantaggi che queste possiedono in relazione al clima o alle loro caratteristiche geografiche (localizzazione sulla costa etc) e non a seguito di spillover dovuti alla prossimità geografica. In secondo luogo, non si considerano le caratteristiche geografiche della domanda rivolta al settore. Ad esempio secondo la nuova geografia economica le imprese tenderebbero ad agglomerarsi attorno ai mercati di sbocco dai quali proviene la maggior parte della domanda rivolta al settore. Ciò induce una correlazione positiva tra l’agglomerazione e la concentrazione geografica della domanda rivolta ad un settore.

Questi due aspetti costituiranno in parte oggetto di un futuro lavoro. In ogni caso, l’utilizzo della distribuzione geografica della domanda per spiegare l’agglomerazione introduce una serie di problemi formidabili legati all’endogeneità di questo regressore da giustificare in parte la decisione di non includerlo nell’analisi econometrica.

6. Un’analisi econometrica delle determinanti dell’agglomerazione nei comparti manifatturieri italiani

6.1 Le fonti dei dati e alcune questioni econometriche

Oltre alla banca dati derivante dal censimento intermedio faremo uso di un’altra fonte statistica, sempre proveniente dall’Istat, che riporta le esportazioni e le importazioni disaggregate alla terza cifra della classificazione ateco91. Inoltre utilizzeremo anche l’archivio Newcronos dell’Eurostat per le informazioni su valore aggiunto, salari e stipendi, investimenti in terreni e totali, spese in ricerca e sviluppo per il comparto manifatturiero italiano¹⁷. Si noti che tutti e tre gli archivi utilizzati, quello del censimento intermedio, quello

¹⁷ Le spese per ricerca e sviluppo sono disponibili solo a partire dal 1997, tuttavia l’ordinamento dei settori

Istat sull'export e Newcronos, utilizzano la stessa classificazione delle attività economiche e quindi non presentano problemi di comparabilità da questo punto di vista. Inoltre, sebbene i dati non siano esenti da possibili errori di misurazione e più in generale di qualità, hanno tuttavia il vantaggio di essere riferiti all'universo delle imprese e delle unità locali e, quindi, di non essere affetti da problemi legati alla selezione del campione.

L'equazione (6) è stata stimata per 86 settori per i quali sono simultaneamente disponibili tutti i dati con riferimento all'anno 1996.

Le usuali tecniche statistiche¹⁸ hanno individuato 4 settori che costituiscono degli outlier in grado di influire sulle stime e si è quindi proceduto alla loro eliminazione. In particolare, si tratta del comparto automobilistico, dei prodotti medicinali, delle industrie conciarie e della produzione di piastrelle. Come si è visto in precedenza (tavv. 5-7), questi comparti figurano ai primi posti della graduatoria in base ad α , il nostro modello, quindi, sembra non riuscire a spiegare i casi estremi di agglomerazione.

I salari pro capite e le spese per ricerca e sviluppo sul valore aggiunto possono essere chiaramente affetti dal problema dell'endogeneità e di causalità inversa. Per cercare di ovviare a questa possibile difficoltà, abbiamo utilizzato, oltre alla stima con il metodo dei minimi quadrati ordinari, anche quella in variabili strumentali. Oltre alla dimensione media delle imprese misurata in termini di addetti e ai regressori esogeni, l'insieme degli strumenti include anche i salari pro capite e le spese per ricerca e sviluppo sul valore aggiunto relative ai comparti manifatturieri della Francia. In effetti, questi due strumenti risultano fortemente correlati con i regressori e non sembra esserci alcuna ragione a priori per la quale essi possano essere correlati con i residui della regressione. Si noti inoltre che le due variabili relative alla Francia provengono dallo stesso archivio (Newcronos) dal quale abbiamo tratto una parte dei dati per l'Italia e quindi utilizzano una classificazione settoriale omogenea rispetto a quella adottata nella regressione.

in base a questa variabile tende ad essere piuttosto stabile nel tempo.

¹⁸ Per individuare gli outlier è stato utilizzato il test proposto da Besley, Kuh e Welsh (1980) basato sui cosiddetti *studentized residuals*. In particolare sono state eliminate quelle osservazioni per le quali la statistica risultava in valore assoluto maggiore di 2.

6.2 I risultati delle stime

I risultati principali delle stime sono contenuti nella tavola 8. In particolare nelle colonne 1a e 1b abbiamo riportato le stime OLS e in variabili strumentali riferite al modello con tre dummy settoriali, mentre nelle colonne 2a e 2b sono contenute le stime riferite al modello con 11 effetti fissi settoriali. Con riferimento ai risultati nelle prime due colonne, l'R-quadro della regressione appare sufficientemente elevato, soprattutto in considerazione del fatto che si tratta di stime cross-section. Tutti i parametri relativi ai regressori principali assumono il segno atteso sia nella stima con i minimi quadrati ordinari sia in quella in variabili strumentali e quasi tutti, eccetto la quota di investimenti in terreni, risultano statisticamente significativi agli usuali livelli di probabilità.

Per tenere conto del fatto che i salari pro capite possano non riflettere del tutto il grado di skill presenti in un settore abbiamo replicato le stime utilizzando un indicatore alternativo definito come la quota di lavoratori non appartenenti alla carriera operaia sul totale degli addetti in un comparto tratti dal censimento della popolazione dell'Istat sul 1991. I risultati delle stime (non riportate nel testo) non modificano sotto alcun aspetto le conclusioni raggiunte utilizzando i salari pro capite.

Si conferma quindi che una maggiore intensità di capitale umano e una più elevata propensione all'innovazione favoriscono la tendenza delle imprese ad addensarsi in poche aree geografiche. Le interazioni dirette tra imprese favorite dalla vicinanza geografica sembrano contare quindi maggiormente in quei settori che utilizzano conoscenze tecniche dotate di maggiore complessità e che sono caratterizzati da una rapida evoluzione delle conoscenze. Questi risultati sembrano essere coerenti con gli a priori teorici propri dell'economia urbana descritti nel paragrafo precedente.

L'indicatore dei costi di trasporto influenza negativamente il grado di agglomerazione. Il parametro della distanza media percorsa dalle merci importate ed esportate, che ricordiamo è in relazione inversa con l'entità dei costi di trasporto per chilometro di un settore, assume infatti un segno positivo nella regressione. Peraltro, questa variabile, assieme ai salari pro capite, mantiene sempre una elevata significatività statistica per diverse specificazioni dell'equazione (6) e anche nel caso in cui si includano gli outlier. Quindi, in un contesto economico caratterizzato da una diffusa presenza di esternalità, la diminuzione

degli ostacoli al commercio tra aree geografiche diverse ha l'effetto di aumentare l'agglomerazione anziché ridurla. Inoltre se gli investimenti in nuove tecnologie dei trasporti producono effetti differenziati sui costi di trasporto dei diversi settori, allora consegue dai nostri risultati che i comparti con le maggiori riduzioni avranno anche gli incrementi più elevati in termini di agglomerazione geografica.

I risultati appena descritti sembrano perfettamente in linea con quelli ottenuti per gli Stati Uniti da Audretsch e Feldman(1996), i quali regrediscono l'indice di Gini a livello geografico su di un indicatore di capitale umano, sulle spese per R&S sul valore aggiunto e sulla distanza media percorsa dalle merci di un settore. Anche nel loro caso i coefficienti stimati di queste variabili sono tutti positivi e significativi.

La quota di investimenti fondiari influenza negativamente l'agglomerazione come atteso anche se la significatività statistica di questo regressore rimane bassa soprattutto nella stima in variabili strumentali. Attribuiamo questo fatto a dei possibili errori di misurazione che possono interessare l'entità degli investimenti fondiari. Le stime sembrano comunque suggerire che l'utilizzo di un fattore immobile quale la terra possa effettivamente produrre degli effetti di congestione e quindi incentivare la dispersione delle attività economiche sul territorio.

La dummy relativa ai beni intermedi non ha alcun effetto differenziale positivo sull'agglomerazione, mentre si verifica un tale effetto per i comparti che producono beni di consumo. Anche la stima del modello con una sola dummy alla volta conferma che l'unico effetto positivo e statisticamente significativo è quello dei comparti che producono beni di consumo. Sembrerebbe smentita quindi l'idea che una maggiore interazione produttiva tra le imprese di un comparto e il resto del sistema delle imprese possa favorire l'agglomerazione.

Dai test effettuati inoltre non sembra che le stime risentano di problemi di multicollinearità e di eteroschedasticità. Tra gli altri controlli svolti, abbiamo provveduto a stimare il modello nella forma log-log dopo un'opportuna trasformazione in termini logaritmici delle variabili, abbiamo anche adottato un modello non lineare di tipo probit nel quale la probabilità che l'agglomerazione misurata sia superiore al terzo quartile della distribuzione della stessa variabile è stata posta in relazione ai regressori adottati nella (6). Inoltre abbiamo stimato la (6) utilizzando come variabili dipendenti gli altri due indicatori di

agglomerazione γ_{EG} e γ_{MS} . I risultati di tutte queste stime (non riportati nel testo) non modificano le conclusioni precedenti.

Per verificare che i nostri risultati non soffrano eccessivamente di problemi legati alla presenza di variabili omesse abbiamo ristimato il modello con degli effetti fissi settoriali molto più disaggregati rispetto al caso precedente, corrispondenti alle sottosezioni di censimento (nell'equazione stimata ciò si traduce nell'utilizzo di 11 dummy). I risultati (si vedano le colonne 2a e 2b nella tavola 8) non sembrano mutare in misura radicale rispetto a quelli precedenti, a parte una perdita di significatività della spese per R&S nelle stime OLS e una ancora più seria della stessa variabile nella stima in variabili strumentali. C'è da osservare comunque che un'equazione stimata con 11 dummy settoriali (oltre agli altri regressori e agli strumenti) e 75 osservazioni può risentire del problema di un insufficiente numero di gradi di libertà.

I fattori che determinano l'agglomerazione possono mutare a seconda del grado di aggregazione geografica con il quale si conduce l'analisi. Gli spillover informativi ad esempio tendono probabilmente ad attenuarsi rapidamente al crescere della distanza tra i soggetti interessati per cui la loro rilevanza tra le determinanti dell'agglomerazione dovrebbe ridursi al crescere della dimensione delle aree geografiche considerate. Passando a regioni sempre più ampie, può diminuire il grado di mobilità dei fattori produttivi e quindi le dotazioni fattoriali possono giocare un ruolo importante nello spiegare l'agglomerazione secondo quanto previsto dalla scuola neoclassica.

Al fine di analizzare questi aspetti, abbiamo replicato le stime precedenti utilizzando quale variabile dipendente l'indice α calcolato, oltre che sui 784 SLL, anche sulle 103 province e sulle 20 regioni italiane. Le stime sono riportate nelle tavole 9 e 10.

Un confronto tra le tre tavole (si veda in primo luogo la colonna 1a) mostra come la capacità esplicativa dell'equazione misurata dall'R quadro aumenti passando dai SLL alle province e si riduca invece in misura sensibile per le regioni. Quanto ai segni e alla significatività statistica dei coefficienti l'aggregazione a livello provinciale sembra confermare e in alcuni casi rafforzare i risultati già ottenuti per gli SLL.

Le conclusioni per il livello regionale sono invece diverse. Gli indicatori relativi al capitale umano e ai costi di trasporto, pur conservando sempre i segni attesi, risultano

significativi solo nelle stime OLS (colonne 1a e 2a nella tavola 10) ma non in quelle in variabili strumentali (colonne 1b e 2b). La propensione all'innovazione assume addirittura un segno negativo e quindi contrario a quello atteso in alcune specificazioni, pur non risultando quasi mai significativa.

In sintesi, queste evidenze sembrano mostrare che i fattori esplicativi dell'agglomerazione sottolineati dall'economia urbana risultano agire a un livello di disaggregazione territoriale abbastanza spinto. Gli spillover informativi che ne sono alla base sembrano spiegare l'agglomerazione in aree circoscritte mentre per aree geografiche più ampie entrano in gioco altri fattori quali ad esempio le esternalità di tipo 'pecuniario' sottolineate dalla nuova geografia economica¹⁹ o le dotazioni fattoriali della scuola neoclassica. In particolare, la perdita di significatività delle variabili nelle stime in variabili strumentali nella tavola 10 per le regioni sembra indicare che le nostre specificazioni risentano in quel contesto di un rilevante problema di variabili omesse che potrebbe essere coerente con l'interpretazione appena avanzata.

Naturalmente si è consapevoli che questi temi abbisognano di ulteriori approfondimenti da destinare alla ricerca futura, tuttavia i risultati ottenuti sembrano indicare la necessità di guardare all'agglomerazione in modo diverso a seconda del livello di disaggregazione che si considera.

7. Conclusioni

Le principali evidenze empiriche emerse dal lavoro sono riassumibili nei seguenti termini:

- 1) la maggior parte dei comparti del manifatturiero mostra una concentrazione geografica superiore a quella che si sarebbe generata per il solo effetto di una distribuzione casuale di impianti di diversa dimensione tra le aree geografiche. Le forze centripete prevalgono su

¹⁹ Si veda Scitovsky (1954) per la distinzione tra esternalità pecuniarie e tecnologiche.

quelle centrifughe in quasi tutti i settori anche se la loro intensità non sembra essere in generale elevata.

- 2) L'elenco dei comparti più agglomerati include, oltre a quelli tradizionali come i tessili e le attività conciarie, anche settori caratterizzati da elevate economie di scala e tecnologicamente avanzati. Un risultato simile viene ottenuto da un altro lavoro sull'industria francese, mentre negli Stati Uniti e, in misura ancora maggiore in Gran Bretagna, la propensione ad agglomerarsi sembra essere tipica dei soli settori tradizionali.
- 3) Dall'analisi econometrica risulta che l'agglomerazione a livello settoriale è una funzione crescente del livello di skill o capitale umano presenti in un settore, della propensione all'innovazione e decrescente rispetto a un indicatore di costi di trasporto appositamente costruito. Gli spillover di tipo informativo sembrano quindi giocare un ruolo importante nello spiegare la tendenza delle imprese a localizzarsi in una stessa area. L'effetto negativo dell'indicatore dei costi di trasporto suggerisce che in un contesto economico caratterizzato da una diffusa presenza di esternalità, la diminuzione degli ostacoli al commercio tra aree geografiche diverse ha l'effetto di aumentare l'agglomerazione anziché ridurla.
- 4) La stessa stima condotta per diversi livelli di aggregazione geografica mostra come il ruolo degli spillover informativi e più in generale dei fattori sottolineati dall'economia urbana quali spiegazioni alla base dell'agglomerazione risultino rilevanti per le piccole aree (sistemi locali del lavoro e province) e non per quelle più grandi (20 regioni). Questo suggerisce che i fattori esplicativi dell'agglomerazione possano cambiare a seconda della scala geografica alla quale si osserva questo fenomeno. Quindi l'analisi dell'agglomerazione tra regioni europee e degli effetti della loro crescente integrazione potrebbe sottolineare maggiormente il ruolo delle dotazioni fattoriali e della provenienza geografica della domanda rispetto agli spillover informativi.

Concludiamo indicando alcune linee di ricerca per lavori futuri.

In primo luogo, non abbiamo tenuto conto degli effetti agglomerativi che derivano da vantaggi naturali associati a regioni particolari (caratteristiche climatiche, localizzazione sulla costa etc) e che nulla hanno a che fare con le esternalità dovute alla prossimità geografica. A questo fine è possibile scomporre l'indice di agglomerazione per stabilire

quanta parte sia attribuibile a vantaggi localizzativi dovuti alla natura. Prevediamo di tenere conto di questi aspetti in un prossimo progetto di ricerca sull'argomento.

Secondo quanto anticipato nell'ultimo punto delle conclusioni, potrebbe essere d'interesse replicare l'indagine sulle determinanti dell'agglomerazione nel contesto di aggregati territoriali più ampi quali le regioni europee. In questo modo si potrebbe verificare l'importanza delle dotazioni fattoriali e delle esternalità di tipo 'pecuniario', mediate dal meccanismo dei prezzi, che tendono ad essere meno sensibili alla distanza tra le diverse aree geografiche.

Tavole e figure

Tavola 1

MATRICE DELLE CORRELAZIONI: INDICE DI PEARSON
(p values in corsivo)

	α	γ_{MS}	γ_{EG}
α	1 <i>0.00</i>	0,99747 <i>0,0001</i>	0,95491 <i>0,0001</i>
γ_{MS}		1 <i>0.00</i>	0,9574 <i>0,0001</i>
γ_{EG}			1 <i>0.00</i>

Tavola 2

MATRICE DELLE CORRELAZIONI: INDICE DI SPEARMANN
(p values in corsivo)

	α	γ_{MS}	γ_{EG}
α	1 <i>0.00</i>	0,97783 <i>0,0001</i>	0,75278 <i>0,0001</i>
γ_{MS}		1 <i>0.00</i>	0,7703 <i>0,0001</i>
γ_{EG}			1 <i>0.00</i>

Tavola 3

INDICATORI DI AGGLOMERAZIONE NEL SETTORE MANIFATTURIERO

Indicatore	Media (1)		Mediana	
	Ateco a 3 cifre	Ateco a 5 cifre	Ateco a 3 cifre	Ateco a 5 cifre
γ_{EG}	0,02867	0,03470	0,01153	0,01662
γ_{MS}	0,03742	0,04012	0,02131	0,02296
α	0,02949	0,03593	0,01237	0,01638

Fonte: nostre elaborazioni su dati del censimento intermedio dell'Istat.-(1) Media semplice dell'indicatore per i 101 comparti a 3 cifre e i 341 a 5 cifre.

Tavola 4

INDICATORI DI AGGLOMERAZIONE PER RIPARTIZIONE GEOGRAFICA(1)

	media			Mediana		
	SLL	Province	Regioni	SLL	Province	Regioni
γ_{EG}	0,02867	0,038292	0,05996	0,01153	0,018282	0,031955
γ_{MS}	0,03742	0,03923	0,063905	0,02131	0,020957	0,054101
α	0,02949	0,053021	0,126683	0,01237	0,03642	0,11996

Fonte: nostre elaborazioni su dati del censimento intermedio dell'Istat.-(1) I valori medi e mediani sono calcolati su 101 comparti manifatturieri.

INDICATORI DI AGGLOMERAZIONE NEI COMPARTI DEL MANIFATTURIERO

ATEC3	SETTORI	γ_{EG}	γ_{MS}	α	G	H	Ordinamento	Ordinamen	Ordinamen
							in base a γ_{EG}	to in base a γ_{MS}	to in base a α
160	Industria del tabacco	0,008	-0,002	0,002	0,041	0,033	33	18	1
247	Fabbricazione di fibre sintetiche e artificiali	0,006	0,002	0,002	0,050	0,045	18	24	2
211	Fabbricazione della pasta-carta, della carta e del cartone	0,005	-0,005	0,003	0,019	0,014	16	5	3
203	Fabbric. di elementi di carpenteria in legno e falegnameria per l'edilizia	0,005	-0,008	0,003	0,005	0,000	12	1	4
156	Lavorazione delle granaglie e di prodotti amidacei	0,008	-0,008	0,003	0,012	0,004	31	3	5
266	Fabbricazione di prodotti in calcestruzzo, cemento o gesso	0,006	-0,008	0,003	0,007	0,001	19	2	6
264	Fabbricazione di mattoni tegole ed altri prod. per l'edil. in terracotta	0,012	-0,005	0,005	0,017	0,005	54	6	7
265	Produzione di cemento, calce, gesso	0,008	-0,004	0,006	0,022	0,014	34	8	8
281	Fabbricazione di elementi da costruzione in metallo	0,002	-0,005	0,006	0,002	0,000	4	4	9
182	Confezione di altri articoli di vestiario ed accessori	0,005	-0,005	0,007	0,005	0,000	14	7	10
352	Costruzione di locomotive e di materiale rotabile ferro-tranviario	0,009	0,003	0,007	0,036	0,028	38	30	11
157	Fabbricazione di prodotti per l'alimentazione degli animali	0,010	-0,003	0,007	0,018	0,008	43	12	12
204	Fabbricazione di imballaggi in legno	0,007	-0,004	0,007	0,008	0,002	22	10	13
282	Fabbric. Cisterne e contenitori in metallo; radiatori e caldaie centraliz.	0,007	-0,003	0,007	0,015	0,009	21	14	14
154	Fabbricazione di oli e grassi vegetali e animali	0,016	-0,004	0,007	0,017	0,001	60	9	15
151	Produzione, lavoraz. e conservazione di carne e di prodotti a base di carne	0,008	-0,003	0,008	0,012	0,004	35	11	16
158	Fabbricazione di altri prodotti alimentari	0,002	-0,003	0,008	0,003	0,001	2	13	17
155	Industria lattiero-casearia	0,004	-0,002	0,009	0,006	0,003	8	15	18
159	Industria delle bevande	0,003	-0,002	0,009	0,005	0,002	7	17	19
201	Taglio, piallatura e trattamento del legno	0,011	-0,002	0,009	0,012	0,001	50	16	20
205	Fabbric. Altri prodotti in legno, sughero, paglia e materiali da intreccio	0,007	-0,002	0,010	0,007	0,001	25	19	21
371	Recupero e preparaz. per riciclaggio di cascami e rottami metallici	0,005	0,000	0,010	0,009	0,004	13	21	22
372	Recupero e preparaz. per riciclaggio di cascami e rottami non metallici	0,001	0,000	0,010	0,005	0,004	1	22	23
293	Fabbricazione di macchine per l'agricoltura e la silvicoltura	0,014	-0,001	0,010	0,020	0,006	58	20	24
364	Fabbricazione di articoli sportivi	0,010	0,003	0,012	0,025	0,015	42	29	25

Tavola 5
(continua)

ATEC3	SETTORI	γ_{EG}	γ_{MS}	α	G	H	Ordinamento in base a γ_{EG}	Ordinamen to in base a γ_{MS}	Ordinamen to in base a α
177	Fabbricazione di articoli in maglieria	0,014	0,002	0,012	0,015	0,001	59	23	26
275	Fusione di metalli	0,007	0,004	0,012	0,012	0,005	27	32	27
202	Fabbricazione di fogli da impiallacciatura, compensato e pannelli vari	0,018	0,005	0,013	0,026	0,009	65	36	28
153	Lavorazione e conservazione di frutta e ortaggi	0,019	0,002	0,013	0,023	0,004	67	26	29
342	Fabbricazione di carrozzerie per autoveicoli; fabbricazione di rimorchi	0,009	0,004	0,013	0,019	0,011	37	33	30
355	Fabbricazione di altri mezzi di trasporto n.c.a.	0,009	0,014	0,013	0,206	0,201	36	54	31
252	Fabbricazione di articoli in materie plastiche	0,002	0,002	0,013	0,003	0,000	3	27	32
152	Lavorazione e conservazione di pesce e di prodotti a base di pesce	0,020	0,005	0,013	0,044	0,025	69	37	33
267	Taglio, modellatura e finitura della pietra	0,017	0,002	0,014	0,017	0,000	63	25	34
365	Fabbricazione di giochi e giocattoli	0,005	0,005	0,014	0,016	0,011	15	35	35
285	Trattamento e rivestimento dei metalli, lavoraz. meccanica generale per c/t	0,003	0,003	0,014	0,003	0,000	6	28	36
272	Fabbricazione di tubi	0,006	0,007	0,014	0,043	0,037	20	39	37
335	Fabbricazione di orologi	0,009	0,014	0,014	0,060	0,052	39	56	38
287	Fabbricazione di altri prodotti metallici	0,004	0,003	0,015	0,004	0,000	10	31	39
174	Confezionamento di articoli in tessuto, esclusi gli articoli di vestiario	0,010	0,004	0,015	0,011	0,001	44	34	40
283	Fabbric. generatori di vapore, escluse le caldaie per riscald. centrale	0,021	0,024	0,016	0,230	0,217	70	69	41
212	Fabbricazione di articoli di carta e di cartone	0,004	0,006	0,016	0,005	0,001	9	38	42
261	Fabbricazione di vetro e di prodotti in vetro	0,011	0,008	0,018	0,016	0,006	48	40	43
286	Fabbric. di articoli di coltelleria, utensili e oggetti diversi in metallo	0,007	0,008	0,018	0,009	0,002	29	43	44
176	Fabbricazione di maglierie	0,019	0,009	0,019	0,020	0,001	66	44	45
292	Fabbricazione di altre macchine di impiego generale	0,002	0,008	0,019	0,003	0,001	5	42	46
291	Fabbric. macchine e appar. per energia meccan., escluso motori per veicoli	0,007	0,009	0,019	0,011	0,004	23	45	47
361	Fabbricazione di mobili	0,016	0,008	0,019	0,016	0,000	62	41	48
295	Fabbricazione di altre macchine per impieghi speciali	0,005	0,009	0,020	0,006	0,001	11	46	49
294	Fabbricaz. macchine utensili e parti; installaz., manut. e riparazione	0,007	0,011	0,020	0,012	0,005	24	47	50
314	Fabbricazione di accumulatori, pile e batterie di pile	0,026	0,016	0,021	0,079	0,056	74	59	51
175	Altre industrie tessili	0,012	0,011	0,021	0,014	0,002	55	48	52
311	Fabbricazione di motori, generatori e trasformatori elettrici	0,006	0,011	0,021	0,010	0,004	17	49	53
297	Fabbricazione di apparecchi per uso domestico n.c.a.	0,020	0,013	0,022	0,032	0,013	68	52	54

Tavola 5
(continua)

ATEC3	SETTORI	γ_{EG}	γ_{MS}	α	G	H	Ordinamento in base a γ_{EG}	Ordinamen to in base a γ_{MS}	Ordinamen to in base a α
193	Fabbricazione di calzature	0,027	0,012	0,022	0,027	0,000	76	51	55
284	Fucinatura, imbutitura, stampaggio e profilatura metalli; metall. polveri	0,011	0,013	0,023	0,012	0,002	47	53	56
262	Fabbricazione di prodotti ceramici	0,023	0,012	0,023	0,026	0,004	73	50	57
273	Altre attiv. di prima trasf. di ferro e acciaio; prod. Ferroleghes non CECA	0,012	0,014	0,024	0,019	0,007	53	55	58
323	Fabbric. apparec. riceventi per radiodiff., televisione e prod. connessi	0,007	0,017	0,025	0,031	0,024	28	61	59
366	Altre industrie manifatturiere n.c.a.	0,008	0,015	0,025	0,010	0,002	32	57	60
268	Fabbricazione di altri prodotti in minerali non metalliferi	0,007	0,015	0,025	0,012	0,005	26	58	61
241	Fabbricazione di prodotti chimici di base	0,011	0,017	0,026	0,018	0,008	46	60	62
351	Industria cantieristica: costruz. navali e riparaz. di navi e imbarcazioni	0,034	0,018	0,027	0,046	0,013	81	63	63
354	Fabbricazione di motocicli e biciclette	0,029	0,021	0,028	0,082	0,056	79	67	64
183	Preparazione e tintura di pellicce; confezione di articoli in pelliccia	0,010	0,018	0,028	0,011	0,002	40	64	65
274	Produzione di metalli di base preziosi e non ferrosi	0,016	0,020	0,028	0,029	0,014	61	66	66
331	Fabbricazione di apparecchi medicali, chirurgici e ortopedici	0,008	0,018	0,029	0,008	0,001	30	62	67
251	Fabbricazione di articoli in gomma	0,010	0,019	0,029	0,019	0,009	41	65	68
315	Fabbricazione di apparecchi di illuminazione e di lampade elettriche	0,011	0,022	0,032	0,017	0,006	49	68	69
343	Fabbricazione di parti ed accessori per autoveicoli e per loro motori	0,021	0,024	0,033	0,025	0,005	71	70	70
313	Fabbricazione di fili e cavi isolati	0,010	0,027	0,034	0,028	0,018	45	73	71
312	Fabbricazione apparecchiature per distribuz. E controllo dell'electricita'	0,013	0,026	0,035	0,018	0,006	57	71	72
222	Stampa e attivita' dei servizi connessi alla stampa	0,012	0,026	0,037	0,012	0,001	51	72	73
232	Fabbricazione di prodotti petroliferi raffinati	0,034	0,033	0,041	0,057	0,024	82	74	74
321	Fabbric. Di tubi e valvole elettronici e di altri componenti elettronici	0,012	0,034	0,042	0,038	0,027	52	77	75
316	Fabbricazione di altri apparecchi elettrici n.c.a.	0,013	0,033	0,043	0,019	0,007	56	75	76
246	Fabbricazione di altri prodotti chimici	0,017	0,034	0,043	0,025	0,008	64	76	77
181	Confezione di vestiario in pelle	0,044	0,035	0,044	0,046	0,002	84	78	78
271	Produzione di ferro, di acciaio e di ferroleghes (CECA)	0,060	0,049	0,051	0,102	0,046	88	82	79
243	Fabbricazione di pitture, vernici, inchiostri da stampa e mastici	0,021	0,042	0,051	0,026	0,005	72	79	80
334	Fabbricazione di strumenti ottici e di attrezzature fotografiche	0,054	0,042	0,052	0,063	0,010	86	80	81
242	Fabbricazione di pesticidi e di altri prodotti chimici per l'agricoltura	0,030	0,050	0,052	0,065	0,037	80	83	82
172	Tessitura di materie tessili	0,050	0,044	0,052	0,052	0,002	85	81	83

Tavola 5
(continua)

ATEC3	SETTORI	γ_{EG}	γ_{MS}	α	G	H	Ordinamento in base a γ_{EG}	Ordinamen to in base a γ_{MS}	Ordinamen to in base a α
171	Preparazione e filatura di fibre tessili	0,062	0,052	0,060	0,063	0,002	89	84	84
245	Fabbric. Di saponi e detergenti, di prod. Per la pulizia, profumi e toletta	0,026	0,052	0,061	0,035	0,009	75	85	85
333	Fabbricaz. Di apparecchiature per il controllo dei processi industriali	0,028	0,055	0,061	0,047	0,021	77	87	86
332	Fabbric. Di strumenti e apparec. Di misurazione, controllo, prova e simili	0,029	0,054	0,062	0,036	0,009	78	86	87
322	Fabbric. Apparecchi trasmettenti per radiodiffus., televisione e telefonia	0,035	0,062	0,072	0,043	0,009	83	88	88
296	Fabbricazione di armi, sistemi d'arma e munizioni	0,094	0,078	0,072	0,185	0,102	96	91	89
363	Fabbricazione di strumenti musicali	0,082	0,068	0,073	0,095	0,016	92	89	90
173	Finissaggio dei tessili	0,074	0,073	0,080	0,075	0,002	90	90	91
362	Gioielleria e oreficeria	0,086	0,081	0,091	0,085	0,001	94	92	92
192	Fabbricazione di articoli da viaggio, da correggiaio, borse e selleria	0,081	0,085	0,094	0,081	0,001	91	93	93
353	Costruzione di aeromobili e di veicoli spaziali	0,088	0,101	0,095	0,123	0,040	95	95	94
300	Fabbricazione di macchine per ufficio, di elaboratori e sistemi informatici	0,055	0,095	0,096	0,100	0,050	87	94	95
221	Editoria	0,085	0,130	0,138	0,088	0,004	93	96	96
341	Fabbricazione di autoveicoli	0,149	0,176	0,168	0,184	0,044	98	98	97
244	Fabbric. prodotti farmaceutici, chimici e botanici per usi medicinali	0,121	0,171	0,174	0,126	0,008	97	97	98
191	Preparazione e concia del cuoio	0,208	0,194	0,198	0,207	0,001	99	99	99
263	Fabbric. di piastrelle e lastre in ceramica per pavimenti e rivestimenti	0,219	0,204	0,207	0,221	0,006	100	100	100
223	Riproduzione di supporti registratati	0,260	0,334	0,329	0,274	0,023	101	101	101

Fonte: nostre elaborazioni su dati del censimento intermedio del 1996 dell'Istat.

COMPARTI MANIFATTURIERI CON MINORE AGGLOMERAZIONE SECONDO L'INDICE α

ATEC5	SETTORI	γ_{EG}	γ_{MS}	α	G	H	Ordinamento	Ordinamento	Ordinamento
							secondo γ_{EG}	secondo γ_{MS}	secondo α
24170	Fabbricazione di gomma sintetica in forme primarie	0,002	-0,009	-0,026	0,43	0,436	25	7	1
35114	Cantieri di demolizioni navali	0,010	-0,005	-0,016	0,38	0,381	126	21	2
15990	Fabbricazione di altre bevande analcoliche	-0,003	-0,011	-0,010	0,31	0,315	10	5	3
35502	Costruzione e riparaz. veicoli in legno e di parti in legno di autoveic.	-0,035	-0,013	-0,008	0,68	0,700	1	2	4
21240	Fabbricazione di carta da parati	-0,010	0,004	-0,007	0,13	0,138	2	98	5
35201	Costruzione di materiale rotabile ferroviario	0,003	-0,008	-0,007	0,08	0,083	34	13	6
26240	Fabbricazione di altri prodotti ceramici per uso tecnico e industriale	-0,002	-0,007	-0,006	0,21	0,218	12	16	7
26230	Fabbricazione di isolatori e di pezzi isolanti in ceramica	0,002	-0,012	-0,005	0,09	0,089	29	3	8
15620	Fabbricazione di prodotti amidacei	0,005	-0,012	-0,005	0,24	0,239	61	4	9
15423	Fabbricazione di grassi animali raffinati	0,017	-0,005	-0,005	0,22	0,214	174	24	10
21110	Fabbricazione della pasta-carta	-0,005	-0,003	-0,004	0,16	0,165	7	44	11
27320	Laminazione a freddo di nastri	0,000	0,003	-0,003	0,09	0,095	15	92	12
27430	Produzione di zinco, piombo e stagno e semilavorati	0,006	-0,001	-0,002	0,19	0,191	76	62	13
27450	Produzione di altri metalli non ferrosi e semilavorati	-0,004	-0,002	-0,002	0,17	0,177	9	57	14
27210	Fabbricazione di tubi di ghisa	-0,004	-0,013	0,000	0,26	0,262	8	1	15
15830	Fabbricazione di zucchero	0,018	0,000	0,000	0,06	0,040	182	70	16
26640	Produzione di malta	-0,001	-0,005	0,001	0,03	0,035	14	37	17
15920	Fabbricazione di alcool etilico di fermentazione	0,017	-0,001	0,001	0,07	0,051	177	64	18
15891	Fabbricazione di dolcificanti, budini e creme da tavola	0,009	-0,005	0,002	0,14	0,131	115	22	19
16000	Industria del tabacco	0,008	-0,002	0,002	0,04	0,033	102	59	20

Fonte: nostre elaborazioni su dati del censimento intermedio del 1996 dell'Istat.

COMPARTI MANIFATTURIERI CON MAGGIORE AGGLOMERAZIONE SECONDO L'INDICE α

ATEC5	SETTORI	γ_{EG}	γ_{MS}	α	G	H	Ordinamento secondo γ_{EG}	Ordinamento secondo γ_{MS}	Ordinamento secondo α
29542	Costruzione e installazione di macchine per l'industria delle pelli	0,141	0,130	0,130	0,145	0,006	327	322	324
24410	Fabbricazione di prodotti farmaceutici di base	0,104	0,155	0,153	0,124	0,025	318	324	325
17230	Tessitura di filati tipo lana pettinata	0,178	0,164	0,161	0,187	0,014	332	325	326
34100	Fabbricazione di autoveicoli	0,149	0,176	0,168	0,184	0,044	329	328	327
24420	Fabbricazione di medicinali e preparati farmaceutici	0,123	0,172	0,174	0,130	0,010	320	327	328
24630	Fabbricazione di oli essenziali	0,139	0,188	0,178	0,163	0,031	326	330	329
22150	Altre edizioni	0,126	0,179	0,180	0,138	0,016	321	329	330
20521	Fabbricazione dei prodotti della lavorazione del sughero	0,212	0,192	0,192	0,220	0,014	336	331	331
22140	Edizione di supporti sonori registrati	0,144	0,202	0,196	0,179	0,044	328	334	332
19100	Preparazione e concia del cuoio	0,208	0,194	0,198	0,207	0,001	335	332	333
17121	Preparazione delle fibre di lana e assimilate, cardatura	0,218	0,208	0,202	0,224	0,011	337	336	334
26152	Lavorazione di vetro a mano e a soffio	0,198	0,198	0,203	0,201	0,006	334	333	335
22310	Riproduzione di supporti sonori registrati	0,150	0,210	0,204	0,179	0,038	330	337	336
26300	Fabbric. di piastrelle e lastre in ceramica per pavimenti e rivestimenti	0,219	0,204	0,207	0,221	0,006	338	335	337
17122	Filatura della lana cardata e di altre fibre tessili a taglio laniero	0,244	0,233	0,229	0,244	0,005	339	338	338
33203	Costruz. strumenti per navigazione, idrologia, geofisica e meteorologia	0,302	0,334	0,250	0,455	0,228	341	341	339
22130	Edizione di riviste e periodici	0,186	0,247	0,251	0,191	0,009	333	339	340
17220	Tessitura di filati tipo lana cardata	0,282	0,272	0,265	0,290	0,017	340	340	341
17240	Tessitura di filati tipo seta	0,357	0,359	0,349	0,359	0,010	342	342	342
22320	Riproduzione di supporti video registrati	0,375	0,467	0,440	0,406	0,057	343	343	343

Fonte :nostre elaborazioni su dati del censimento intermedio del 1996 dell'Istat.

VARIABILE DIPENDENTE : ALFA AGGREGAZIONE TERRITORIALE PER SLL.
(p values in corsivo)

Regressori				
	OLS	IV	OLS	IV
	(1a)	(2a)	(1b)	(2b)
Costante	-0,05908	-0,08598	-0,06529	-0,07838
	<i>0,00280</i>	<i>0,00100</i>	<i>0,00110</i>	<i>0,00340</i>
Salari pro capite	0,00269	0,00400	0,00334	0,00497
	<i>0,00010</i>	<i>0,00010</i>	<i>0,00010</i>	<i>0,00010</i>
Spese per R&S su valore aggiunto	0,00122	0,00154	0,00073	0,00061
	<i>0,01970</i>	<i>0,03000</i>	<i>0,18680</i>	<i>0,47800</i>
Distanza media	0,00001	0,00001	0,00001	0,00001
	<i>0,00040</i>	<i>0,00880</i>	<i>0,00010</i>	<i>0,00860</i>
Quota di investimenti in terreni sul totale	-0,22087	-0,07041	-0,21371	-0,14049
	<i>0,10930</i>	<i>0,68930</i>	<i>0,16070</i>	<i>0,47680</i>
Dummy beni di consumo	0,01427	0,01854	-	-
	<i>0,03280</i>	<i>0,01190</i>	-	-
Dummy beni intermedi	0,00298	0,00349	-	-
	<i>0,66010</i>	<i>0,61980</i>	-	-
N. osservazioni	82	75	82	75
R2 corretto	0,378		0,4935	

Legenda: nelle colonne 1a e 1b si sono utilizzate tra i regressori le dummy settoriali che assumono valore pari a 1 per i comparti che producono beni di consumo e 0 altrimenti e analogamente per i comparti che producono beni intermedi (la dummy relativa alle branche che producono beni strumentali è stata omessa). Nelle colonne 2a e 2b sono invece state utilizzate 11 dummy settoriali relative alla classificazione delle attività economiche nelle sezioni di censimento.

**VARIABILE DIPENDENTE : ALFA AGGREGAZIONE TERRITORIALE PER
PROVINCIA.**

(p values in corsivo)

Regressori	OLS	IV	OLS	IV
	(1a)	(2a)	(1b)	(2b)
Costante	-0,073843 <i>0,0005</i>	-0,078181 <i>0,005</i>	-0,076002 <i>0,0006</i>	-0,060916 <i>0,0357</i>
Salari pro capite	0,003482 <i>0,0001</i>	0,0037784 <i>0,0001</i>	0,003945 <i>0,0001</i>	0,004254 <i>0,0009</i>
Spese per R&S su valore aggiunto	0,001118 <i>0,0471</i>	0,0018314 <i>0,0203</i>	0,00057 <i>0,3593</i>	0,001193 <i>0,2207</i>
Distanza media	1,7E-05 <i>0,0001</i>	1,493E-05 <i>0,0013</i>	1,774E-05 <i>0,0001</i>	1,319E-05 <i>0,0068</i>
Quota di investimenti in terreni sul totale	-0,348915 <i>0,0202</i>	-0,238372 <i>0,2076</i>	-0,266495 <i>0,1154</i>	-0,176444 <i>0,4151</i>
Dummy beni di consumo	0,011145 <i>0,1132</i>	0,013616 <i>0,0732</i>	- -	- -
Dummy beni intermedi	0,000262 <i>0,9713</i>	0,000974 <i>0,8982</i>	- -	- -
N. osservazioni				
R2 corretto	0,493		0,5547	

Legenda: nelle colonne 1a e 1b si sono utilizzate tra i regressori le dummy settoriali che assumono valore pari a 1 per i comparti che producono beni di consumo e 0 altrimenti e analogamente per i comparti che producono beni intermedi (la dummy relativa alle branche che producono beni strumentali è stata omessa). Nelle colonne 2a e 2b sono invece state utilizzate 11 dummy settoriali relative alla classificazione delle attività economiche nelle sezioni di censimento.

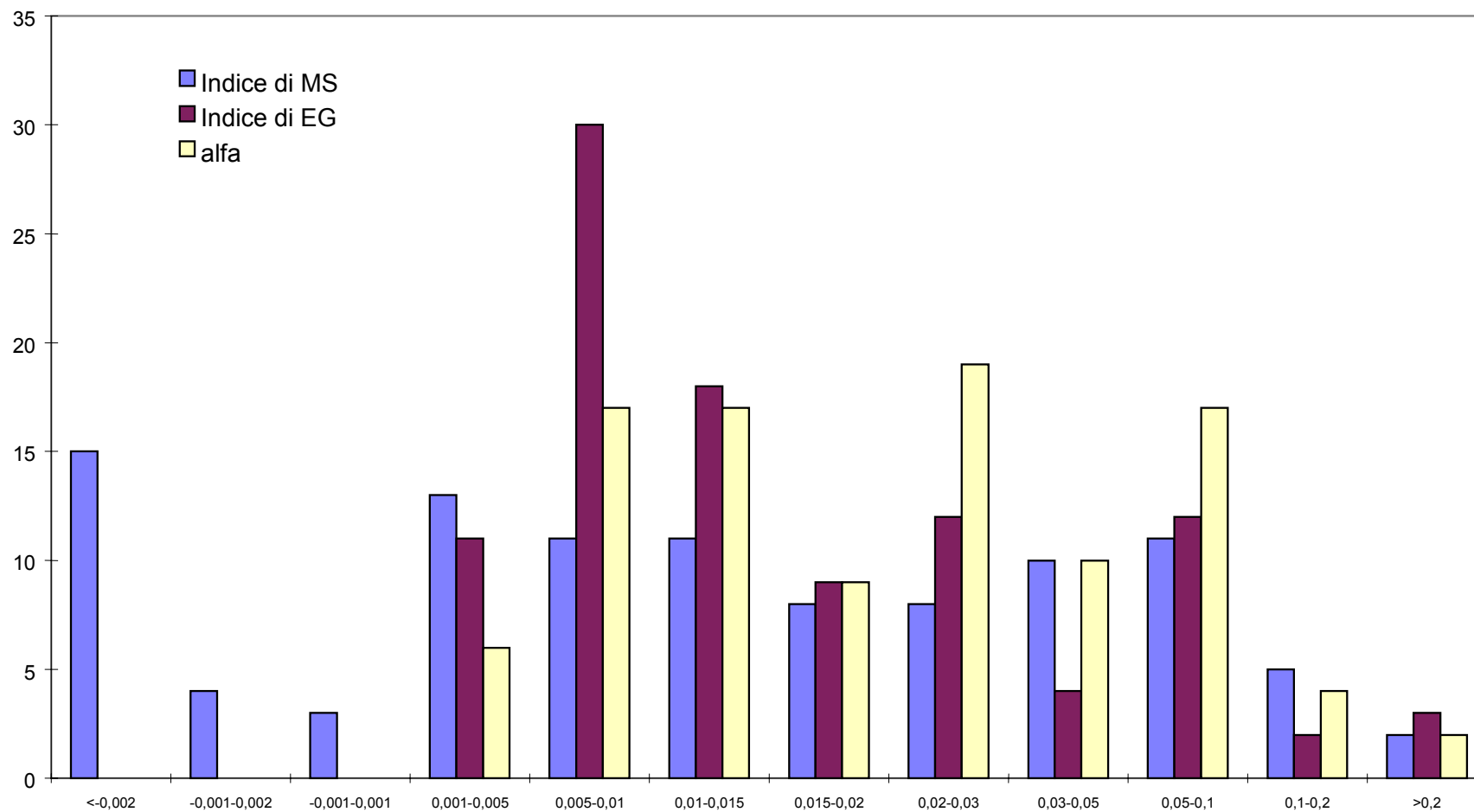
**VARIABILE DIPENDENTE : ALFA AGGREGAZIONE TERRITORIALE PER
REGIONE.**

(p values in corsivo)

Regressori				
	OLS	IV	OLS	IV
	(1a)	(2a)	(1b)	(2b)
Costante	-0,005002	0,069753	-0,03928	0,032341
	<i>0,9143</i>	<i>0,2449</i>	<i>0,3692</i>	<i>0,5971</i>
Salari pro capite	0,004767	0,0028565	0,005029	0,0021279
	<i>0,0025</i>	<i>0,1554</i>	<i>0,0036</i>	<i>0,4341</i>
Spese per R&S su valore aggiunto	-0,001999	0,0003129	-0,003102	-0,000852
	<i>0,1152</i>	<i>0,8489</i>	<i>0,0198</i>	<i>0,6847</i>
Distanza media	2,173E-05	9,342E-06	1,759E-05	1,281E-05
	<i>0,0061</i>	<i>0,3343</i>	<i>0,0195</i>	<i>0,2017</i>
Quota di investimenti in terreni sul totale	-0,988739	-1,378553	-0,312185	-0,547695
	<i>0,0059</i>	<i>0,0019</i>	<i>0,3806</i>	<i>0,2476</i>
Dummy beni di consumo	-0,004195	-0,01583	-	-
	<i>0,7986</i>	<i>0,3578</i>	-	-
Dummy beni intermedi	-0,025821	-0,028257	-	-
	<i>0,1374</i>	<i>0,1073</i>	-	-
N. osservazioni	82	75	82	75
R2 corretto	0,2438		0,4328	

Legenda: nelle colonne 1a e 1b si sono utilizzate tra i regressori le dummy settoriali che assumono valore pari a 1 per i comparti che producono beni di consumo e 0 altrimenti e analogamente per i comparti che producono beni intermedi (la dummy relativa alle branche che producono beni strumentali è stata omessa). Nelle colonne 2a e 2b sono invece state utilizzate 11 dummy settoriali relative alla classificazione delle attività economiche nelle sezioni di censimento.

DISTRIBUZIONE DEGLI INDICI DI AGGLOMERAZIONE: FREQUENZE ASSOLUTE PER CLASSI DI AMPIEZZA
(nace clio a tre cifre).



Riferimenti bibliografici

- Amiti M. (1997), *Specialisation patterns in Europe*, CEPR, Discussion Paper n. 363.
- Audretsch, D. B. and Feldman M.P. (1996), *R&D Spillovers and the Geography of Innovation and Production*, in "American Economic Review", vol.86, pp. 630-40.
- Baptista R. (2000), *Do Innovations Diffuse Faster within Geographical Clusters?*, in "International Journal of Industrial Organization", vol.18, pp. 515-35.
- Belleflamme P., Picard P. and J.F. Thisse (2000), *An Economic Theory of Regional Clusters*, in "Journal of Urban Economics", vol. 48, pp. 158-84.
- Belsley D.D., Kuh E. and Welsch R.E. (1980), *Regression Diagnostics*, New York, Wiley & Sons.
- Bissell A.F. (1972a), *A Negative Binomial Model with Varying Element Sizes*, in "Biometrika", vol. 59, p. 435.
- Bissell A.F. (1972b), *Another Binomial Model with Varying Element Sizes*, in "Biometrika", vol. 59, pp. 691-93.
- Branstetter L. (1996), *Are Knowledge Spillovers International or Intranational in Scope? Microeconomic Evidence from the U.S. and Japan*, NBER, working paper n. 5800.
- Ciccone A. and Hall R. E. (1996), *Productivity and the Density of Economic Activity* in "The American Economic Review", vol. 86, pp. 54-70.
- Devereux M.P., Griffith R. Simpson H. (1999), *The Geographic Distribution of Production Activity in the United Kingdom*, The Institute for Fiscal Studies, working paper n. 26.
- Dumais G., Ellison G., Glaeser E. L. (1997), *Geographic Concentration as a Dynamic Process*, NBER, working paper n. 6270.
- Duranton G. and Overman H.G. (2001), *Localisation in UK Manufacturing Industries: Assessing Non-Randomness Using Micro-geographic Data*, mimeo.
- Ellison G. and Glaeser E. L. (1994), *Geographic Concentration in U.S. Manufacturing Industries: a Dartboard approach*, NBER, working paper n. 4840.
- Ellison G. and Glaeser E. L. (1997), *Geographic Concentration in U.S. Manufacturing Industries: a Dartboard Approach*, in "Journal of Political Economy", vol. 105, pp. 889-928.
- Ellison G. and Glaeser Edward L. (1999), *Geographic Concentration of Industry: Does Natural Advantage Explain Agglomeration?*, in "The American Economic Review Papers and Proceedings", vol. 89, pp. 311-16.
- Fujita M., Krugman P. and Thisse J.F. (1999), *The Spatial Economy*, Cambridge Mass, MIT Press.
- Fujita M. and Thisse J.F. (1996), *Economics of Agglomeration*, in "Journal of Japanese and International Economies", vol. 10, pp. 339-78.

- Glaeser, E. L. (1999), *Learning in Cities*, in “Journal of Urban Economics”, vol. 46, pp. 254-77.
- Haaland J. I., Jarle Kind H., Midelfart Knarvik K.H., Torstensson J. (1999), *What Determines the Economic Geography of Europe?*, CEPR, Discussion Paper n. 2072.
- Henderson, J. V. (1974), *The Sizes and Types of Cities*, in “American Economic Review”, vol. 64, pp. 640-56.
- Kelly M. and Hageman A. (1999), *Marshallian Externalities in Innovation*, in “Journal of Economic Growth”, vol. 4, pp. 39-54.
- Kim Y., Berkley D.L., Henry M.S. (2000), *Industry Characteristics Linked to Establishment Concentrations in Nonmetropolitan Areas*, in “Journal of Regional Science”, vol. 40, pp. 231-59.
- Krugman, P. (1991a), *Geography and Trade*, Cambridge, MIT Press.
- Krugman, P. (1991b), *Increasing Returns and Economic Geography*, in “Journal of Political Economy”, vol. 99, pp. 484-99.
- Jacobs, J. (1969), *The Economics of Cities*, New York, Vintage, 1969.
- Marshall A. (1920), *Principles of Economics*, 8th Ed. London, MacMillan.
- Maurel F. and Sedillot B. (1999), *A Measure of the Geographic Concentration in French Manufacturing Industries*, in “Regional Science and Urban Economics”, vol. 29, pp. 575-604.
- Micucci G. (2000), *La concentrazione spaziale delle attività economiche nel Mezzogiorno e nelle altre riaprtizioni del Paese: il ruolo delle economie di scala e di quelle di agglomerazione*, in “Rivista economica del Mezzogiorno”, vol. XIV, pp. 709-33.
- Neary, J. P. (2001), *Of Hype and Hyperbolas: Introducing the New Economic Geography*, in “Journal of Economic Literature”, vol. XXXIX, pp. 536-61.
- Ottaviano I.P.G. and Puga D. (1997), *Agglomeration in the Global Economy: a Survey of the ‘New Economic Geography’*, CEPR, Discussion Paper n. 1699.
- Rosenthal S. S., Strange W.C. (2001), *The Determinants of Agglomeration*, in “Journal of Urban Economics”, vol. 50, pp. 191-229.
- Scitovsky, T. (1954), *Two Concepts of External Economies*, in “Journal of Political Economy”, vol. 62, pp. 143-51.
- Schmalensee R. (1977), *Using the H-Index of Concentration with Published Data*, in “The Review of Economics and Statistics”, vol. 59, pp. 186-93.
- Soubeyran A. and Weber S. (2001), *District Formation and Local Social Capital: A (Tacit) Co-opetion Approach*, mimeo.
- Starrett, D. (1978), *Market Allocations of Location Choice in a Model with Free Mobility*, in “Journal of Economic Theory”, vol.17, pp. 21-37.

Thisse J.F. (2000), *Agglomeration and Regional Imbalance: Why? And Is It Bad?*, in "Cahiers Papers", vol. 5, pp. 47-68.

Weiss L. W. (1991), *The Geographic Size of Markets in Manufacturing*, in D. B. Audretsch and H. Yamawaki (eds.) *Structure, Conduct and Performance*, New York, New York University Press, pp. 64-91.

ELENCO DEI PIÙ RECENTI “TEMI DI DISCUSSIONE” (*)

- No. 429 — *Does monetary policy have asymmetric effects? A look at the investment decisions of Italian firms*, di E. GAIOTTI e A. GENERALE (dicembre 2001).
- No. 430 — *Bank-specific characteristics and monetary policy transmission: the case of Italy*, di L. GAMBACORTA (dicembre 2001).
- No. 431 — *Firm investment and monetary transmission in the euro area*, di J. B. CHATELAIN, A. GENERALE, I. HERNANDO, U. VON KALCKREUTH e P. VERMEULEN (dicembre 2001).
- No. 432 — *Financial systems and the role of banks in monetary policy transmission in the euro area*, di M. EHRMANN, L. GAMBACORTA, J. MARTÍNEZ-PAGÉS, P. SEVESTRE e A. WORMS (dicembre 2001).
- No. 433 — *Monetary policy transmission in the euro area: what do aggregate and national structural models tell us?*, di P. VAN ELS, A. LOCARNO, J. MORGAN e J.P. VILLETTELLE (dicembre 2001).
- No. 434 — *The construction of coincident and leading indicators for the euro area business cycle*, di F. ALTISSIMO, A. BASSANETTI, R. CRISTADORO, L. REICHLIN e G. VERONESE (dicembre 2001).
- No. 435 — *A core inflation index for the euro area*, di R. CRISTADORO, M. FORNI, L. REICHLIN e G. VERONESE (dicembre 2001).
- No. 436 — *A real time coincident indicator of the euro area business cycle*, di F. ALTISSIMO, A. BASSANETTI, R. CRISTADORO, M. FORNI, M. LIPPI, L. REICHLIN e G. VERONESE (dicembre 2001).
- No. 437 — *The use of preliminary data in econometric forecasting: an application with the Bank of Italy Quarterly Model*, di F. BUSETTI (dicembre 2001).
- No. 438 — *Financial crises, moral hazard and the “speciality” of the international interbank market: further evidence from the pricing of syndicated bank loans to emerging markets*, di F. SPADAFORA (marzo 2002).
- No. 439 — *Durable goods, price indexes and quality change: an application to automobile prices in Italy, 1988-1998*, di G. M. TOMAT (marzo 2002).
- No. 440 — *Bootstrap bias-correction procedure in estimating long-run relationships from dynamic panels, with an application to money demand in the euro area*, di D. FOCARELLI (marzo 2002).
- No. 441 — *Forecasting the industrial production index for the euro area through forecasts for the main countries*, di R. ZIZZA (marzo 2002).
- No. 442 — *Introduction to social choice and welfare*, di K. SUZUMURA (marzo 2002).
- No. 443 — *Rational ignorance and the public choice of redistribution*, di V. LARCINESE (luglio 2002).
- No. 444 — *On the ‘conquest’ of inflation*, di A. GERALI e F. LIPPI (luglio 2002).
- No. 445 — *Is money informative? Evidence from a large model used for policy analysis*, di F. ALTISSIMO, E. GAIOTTI e A. LOCARNO (luglio 2002).
- No. 446 — *Currency crises and uncertainty about fundamentals*, di A. PRATI e M. SBRACIA (luglio 2002).
- No. 447 — *The size of the equity premium*, di F. FORNARI (luglio 2002).
- No. 448 — *Are mergers beneficial to consumers? Evidence from the market for bank deposits*, di D. FOCARELLI e F. PANETTA (luglio 2002).
- No. 449 — *Contemporaneous aggregation of GARCH processes*, di P. ZAFFARONI (luglio 2002).
- No. 450 — *Un’analisi critica delle definizioni di disoccupazione e partecipazione in Italia*, di E. VIVIANO (luglio 2002).
- No. 451 — *Liquidity and announcement effects in the euro area*, di P. ANGELINI (ottobre 2002).

(*) I “Temi” possono essere richiesti a:

Banca d’Italia - Servizio Studi - Divisione Biblioteca e pubblicazioni - Via Nazionale, 91 - 00184 Roma (fax 0039 06 47922059). Essi sono disponibili sul sito Internet www.bancaditalia.it.