

# Città e distretti: effetti generali e settoriali nella localizzazione di impresa

Giulio Bottazzi, Ugo M. Gragnolati

Scuola Superiore Sant'Anna, Istituto di Economia - LEM

**Classificazione JEL:** L1; C31; R3

Sono le forze generali di mercato a decidere la localizzazione di impresa o, piuttosto, contano i legami non pecuniari tra imprese dello stesso settore? Questo lavoro mostra come il secondo tipo di fattore sia sistematicamente più determinante del primo nel decidere la distribuzione spaziale delle attività economiche. L'analisi è incentrata sui settori manifatturieri dell'economia italiana ed utilizza i sistemi locali del lavoro come unità geografica. Oltre ai risultati per l'intero territorio italiano nel 1991 e nel 2001, vengono anche forniti risultati per le singole macroregioni.

## 1. INTRODUZIONE

Fin dalle sue origini la discussione sulla distribuzione geografica delle attività produttive ha evidenziato due categorie di fattori che influiscono su come le imprese scelgono di localizzare le proprie attività sul territorio (Thunen, 1826; Marshall, 1890). Nella prima categoria vi sono fattori che agiscono sulla impresa tramite le strutture di mercato, influenzando in maniera diretta sui costi della produzione e sui ricavi della vendita del prodotto finale. Il secondo tipo di fattori costituisce invece vantaggi esterni, spesso derivanti dalla presenza di specifiche attività o capacità locali, che non sono direttamente e completamente catturabili dalle strutture di mercato, e che comunque possono influire sul processo produttivo.

Rientrano nella prima categoria i benefici dovuti ad un più ampio mercato del lavoro, a migliori infrastrutture, a minori costi per i fattori intermedi, ad una più ampia domanda locale. La tensione tra costi e benefici, mediata dai prezzi relativi di questi fattori, ha per esempio caratterizzato l'analisi dei sistemi urbani (Isard, 1956; Losch, 1940). Più recentemente, il meccanismo

di retroazione tra domanda locale di beni finiti e offerta locale di lavoro ha costituito il nocciolo della «Nuova Geografia Economica» (Krugman, 1991). Questo meccanismo si basa su due assunti apparentemente molto solidi: primo, una popolazione locale più vasta garantisce alle imprese un più vasto mercato del lavoro a cui attingere per il proprio fabbisogno produttivo; secondo, laddove esistano economie di scala e costi di trasporto, una maggiore popolazione implica un maggior mercato locale e quindi maggiori ricavi per le imprese e/o minori costi per i consumatori. Insieme, gli aumenti di ricavo e le diminuzioni di costo generano un vantaggio competitivo per le imprese locali. In tale contesto, le famiglie si spostano laddove la domanda locale di lavoro è più elevata; così facendo, influenzano l'economia della regione in cui si trasferiscono incrementando la domanda locale di tutti i beni finiti. A sua volta, poi, l'aumento di domanda locale può determinare la localizzazione di nuove imprese e l'ulteriore aumento della domanda di lavoro, la quale finirà con il ripercuotersi nuovamente sulla domanda locale di beni finiti. Questo processo continuerà fino ad un punto di equilibrio in cui le regioni che avevano anche solo un minuscolo vantaggio iniziale sono diventate molto più popolate di altre.

Quindi, similmente a quanto si osserva empiricamente, i modelli della «Nuova Geografia Economica» predicono che alcune regioni ospitano molte più attività economiche di altre. Tuttavia occorre notare che, siccome gli aumenti di domanda locale, essendo proporzionali alla popolazione, interessano in generale un ampio paniere di beni finiti, l'accumulazione di popolazione e di domanda non attrae imprese di un singolo settore, bensì imprese appartenenti praticamente a tutti i settori caratterizzati da economie di scala. Ancora una volta, quindi, ciò che viene «spiegato» da questi modelli sono le economie di urbanizzazione: cioè, processi agglomerativi che generano città popolate e industrialmente diversificate. Questa distribuzione geografica centro-periferia non è però la solo empiricamente osservata. Diversi settori economici sono infatti agglomerati in luoghi che non risultano essere nè molto popolosi nè particolarmente ben connessi ad aree metropolitane. Questi distretti specializzati sembrano dunque sfuggire alla spiegazione offerta dagli effetti di mercato della domanda e dell'offerta; per esempio, la produzione dei beni in cui il distretto è specializzato eccede marcatamente la domanda locale per quegli stessi beni.

In questi casi appare molto plausibile ricercare la spiegazione della agglomerazione settoriale osservata nella presenza del secondo tipo di fattori, quelli esterni, non direttamente determinati dall'allocazione di mercato. Spesso tali fattori sono riconducibili all'esistenza di esternalità positive prodotte dalla circolazione locale della conoscenza tecnologica specifica del settore; cioè, si verifica un vantaggio quando parte della conoscenza produttiva privata incorporata nelle imprese si riversa in un bacino pubblico accessibile solo local-

mente. L'estensione geografica del dominio di conoscenza produttiva comune è infatti limitata dalla scarsa codificazione di buona parte del suo contenuto: essendo la conoscenza produttiva ampiamente tacita, essa risulta essere difficilmente trasferibile nello spazio. Di conseguenza, la mera prossimità spaziale è essenziale per poter beneficiare delle esternalità tecnologiche. Ma perché ciò avvenga è anche necessario che le imprese siano cognitivamente vicine, cioè che siano coinvolte in processi produttivi simili; altrimenti, la conoscenza rilevante per una impresa tenderebbe semplicemente ad essere inutile per l'altra, e quindi ben poco potrebbe essere proficuamente condiviso. Di conseguenza, le economie di localizzazione che stanno alla base della formazione di un distretto interessano imprese appartenenti allo stesso settore economico, o al massimo a settori strettamente sussidiari. Anche questo tipo di esternalità tecnologiche è plausibilmente interessato da dinamiche retroattive. Infatti il bacino pubblico di conoscenze produttive che si forma quando imprese con una simile base tecnologica si trovano sufficientemente vicine le une alle altre, può a sua volta indurre ulteriori imprese del settore a localizzarsi in prossimità delle prime in modo da beneficiare delle esternalità tecnologiche. La loro localizzazione induce però anche un'estensione del bacino di conoscenza comune, che a sua volta attrae altre imprese del settore e dà origine al processo di agglomerazione. In questo contesto, non è il mercato ad allocare la conoscenza produttiva che genera il vantaggio localizzativo per le imprese. Sono piuttosto la rotazione dei lavoratori tra le imprese locali e le relazioni informali tra produttori e fornitori che contribuiscono a diffondere pubblicamente parte del miglioramento tecnico ottenuto privatamente (Marshall, 1890). Inoltre, il fatto che parte del vantaggio competitivo venga allocato tramite relazioni informali e cooperative, suggerisce che la fiducia svolga un ruolo centrale nel regolare la vita del distretto. Senza di essa non sarebbe possibile intrattenere quelle relazioni informali che diffondono le esternalità e consentono di minimizzare i costi di transazione; di conseguenza, per mantenere intatta questa fonte di vantaggio locale, i singoli comportamenti opportunistici vengono sanzionati collettivamente con lo scopo di rendere individualmente sconveniente la possibilità di deviare da un equilibrio cooperativo. In questo senso, le istituzioni, intese come regole del gioco condivise, ricoprono un ruolo non secondario nell'economia di distretto (Becattini, 1987).

Riassumendo quanto detto precedentemente, è plausibile aspettarsi che le economie di urbanizzazione agiscano in modo «generale» su tutte le attività produttive, sebbene esse possano avere una magnitudine variabile tra i diversi settori economici. Al contrario, le economie di localizzazione sono intese come una forza che agisce separatamente all'interno di ciascun settore. Partendo da questa considerazione, ed utilizzando i dati sulla distribuzione geografica dei settori industriali italiani provenienti dai censimenti Istat, il presente lavoro ambisce a misurare il peso relativo delle economie di urba-

nizzazione e delle economie di localizzazione che contribuiscono a determinare le distribuzioni spaziali delle attività manifatturiere in Italia. Il peso dei diversi effetti verrà stimato attraverso il modello di scelta discreta introdotto da Bottazzi e Secchi (2007), il quale permetterà di valutare la concordanza delle distribuzioni spaziali predette rispetto a quelle osservate. Mentre questo tipo di esercizio è parzialmente simile ad altri nella letteratura (Desmet, Fafchamps 2006; Devereux *et al.*, 2004; Dumais *et al.*, 2002; Ellison, Glaeser 1997; 1999; Kim, 1995; Maurel, Sédillot 1999; Overman, Duranton 2001), la specifica metodologia proposta qui si distingue per la sua capacità di produrre come predizione non solo le stime puntuali dei parametri rilevanti bensì intere distribuzioni spaziali. Questa caratteristica costituisce un punto in comune con altri lavori di Bottazzi *et al.* (2007; 2008), rispetto ai quali viene però apportato un miglioramento decisivo nella interpretabilità delle stime dei vari effetti localizzativi. In primo luogo, si usa la massima verosimiglianza per ottenere le stime puntuali delle elasticità marginali legate ai diversi effetti; in secondo luogo, si fa ricorso alla ricampionatura *bootstrap* per valutare loro significatività statistica. Ciò permette di comparare direttamente e senza ambiguità interpretativa la magnitudine dei diversi effetti localizzativi. In questo lavoro utilizzeremo queste tecniche di stima per presentare confronti tra le diverse macroregioni italiane delle specificità settoriali nella distribuzione geografica delle imprese. Inoltre proporremo un confronto intertemporale delle stime tra il 1991 e il 2001.

Il risultato della nostra indagine è estremamente chiaro. Sia le economie di urbanizzazione che le economie di localizzazione risultano essere cruciali nello spiegare le scelte localizzative di impresa. Tuttavia, il primo effetto ricopre un peso sistematicamente inferiore rispetto al secondo. Nel giungere a questa conclusione vengono presi in considerazione diverse variabili di controllo atte a depurare l'effetto di urbanizzazione da altri elementi ad esso correlati, quali il reddito pro capite e la produttività del lavoro, nonché dagli eventuali vantaggi legati alla dotazione infrastrutturale. Inoltre, il contributo dei diversi effetti localizzativi risulta essere generalmente molto stabile tra le diverse macroregioni e nel tempo. Solo la dotazione infrastrutturale perde di peso tra il 1991 e il 2001, segnalando quindi un'apparente omogeneizzazione del territorio italiano rispetto alla distribuzione delle infrastrutture.

Il nostro lavoro si divide in quattro parti principali. Il paragrafo 2 presenta nel dettaglio tutti i dati utilizzati per l'indagine e le scelte operate su di essi. Il paragrafo 3 svolge un'analisi preliminare dei dati che permette di evidenziare alcuni dei fenomeni di interesse. Il paragrafo 4 illustra e discute il modello di scelta discreta e la procedura di stima attraverso cui si ottengono i risultati, che vengono poi presentati nel paragrafo 5.

## 2. DATI

A livello economico, l'universo di indagine del presente lavoro è costituito dai settori manifatturieri a due cifre ATECO-NACE nella loro definizione del 2002, con l'eccezione del settore «36-Altre attività manifatturiere». Quest'ultimo è ulteriormente disaggregato a tre cifre, in modo da catturare più accuratamente le attività genericamente identificate come «altre» nella disaggregazione a due cifre. In particolare, esso viene frazionato in quattro sottoseggetti: «361-Mobili», «362-Gioielleria e oreficeria», «363-Strumenti musicali», e «36R-Residuo del settore 36». Questa operazione permette di caratterizzare con maggior precisione settori che registrano la presenza di distretti industriali, i quali costituiscono un naturale oggetto di interesse per il presente lavoro. La tabella 1 riporta la lista dei settori sotto esame con alcune statistiche riassuntive, che verranno approfondite nel paragrafo 3. L'unità di osservazione economica sono gli impianti di impresa. Così definito, il campo di indagine interessa circa 590.000 impianti che ricoprono l'interezza della manifattura italiana, la quale impiega approssimativamente il 25 per cento dei lavoratori totali dell'economia italiana.

A livello geografico, invece, l'universo di indagine varia dall'interezza del territorio italiano a singole macroregioni; tuttavia, in entrambi i casi l'unità di osservazione è costituita dai sistemi locali del lavoro (SLL) nella loro definizione del 2001. Questi dati, uniti all'occorrenza ai dati sul numero di addetti per SLL, sono presi interamente dall'*Atlante statistico dei comuni italiani* (Istat, 2006).

Gli impianti si trovano ad essere distribuiti su 686 aree, ovvero i SLL (Istat, 1997; 2001). Questa ripartizione geografica è preferita alle altre possibili ripartizioni amministrative perché essa è capace di preservare la continuità spaziale di alcuni fenomeni, quali l'agglomerazione, che sono centrali nell'indagine Sforzi (2001). Al contrario, la discretizzazione spaziale operata dai confini amministrativi può facilmente creare delle distorsioni dovute ad una ripartizione o troppo grezza o troppo fine, come si illustra in figura 1. Le aree ombreggiate della mappa stilizzata in figura 1 rappresentano due agglomerazioni separate: la più piccola di esse è contenuta interamente nella regione micro-amministrativa 7 ed appartiene alla regione macro-amministrativa A; mentre l'agglomerazione più grande giace a cavallo delle regioni micro-amministrative 1-6 e appartiene alle regioni macro-amministrative A-D. Se una agglomerazione fosse definita dal criterio statistico «area ombreggiata», quante agglomerazioni verrebbero enumerate qualora le regioni micro-amministrative venissero usate come unità geografica? Verrebbero conteggiate sette agglomerazioni, il che costituisce chiaramente una sovrastima. Apparentemente, questo problema sembrerebbe risolvibile con una maggiore aggregazione spaziale pur sempre amministrativa. Infatti, se venissero usate le regioni macro-amministrative per conteggiare le agglomerazioni presenti,

TAB. 1. *Settori manifatturieri e statistiche geografiche*

ATECO	N	A	F	$Q_{max}$	G	D
15-Alimentari	73680	443930	0.999	0.025	0.575	7
17-Tessile	31984	309487	0.904	0.178	0.834	17
18-Abbigliamento	46377	298241	0.950	0.048	0.780	28
19-Cuoio e prodotti di cuoio	24195	206035	0.701	0.097	0.904	20
20-Legno e prodotti del legno	50250	179313	0.999	0.036	0.574	5
21-Carta e prodotti della carta	5175	84212	0.614	0.100	0.819	4
22-Editoria, stampa e riproduzione su supporti	29166	173431	0.940	0.146	0.802	0
23-Coke, raffinazione del petrolio e carburante nucleare	913	24537	0.370	0.051	0.835	0
24-Prodotti chimici e fibre artificiali	7721	205153	0.720	0.163	0.814	1
25-Gomma e prodotti plastici	15115	216876	0.757	0.097	0.804	3
26-Prodotti minerali non metalliferi	31177	253664	0.988	0.030	0.640	11
27-Metallurgia	3984	139287	0.548	0.096	0.841	0
28-Fabbricazione e lavorazione dei prodotti in metallo	102295	700984	0.999	0.060	0.711	13
29-Macchine e apparecchi meccanici	46481	597544	0.927	0.084	0.793	9
30-Macchine per ufficio, elaboratori e informatica	1715	19257	0.442	0.104	0.847	1
31-Macchine e apparecchi elettrici	20282	211404	0.832	0.115	0.808	1
32-Apparecchi radiotelevisivi e per le comunicazioni	9677	107578	0.821	0.099	0.767	2
33-Strumenti di precisione	26244	126004	0.907	0.090	0.780	10
34-Autoveicoli, rimorchi e semirimorchi	2229	172932	0.402	0.177	0.868	0
35-Altri mezzi di trasporto <sup>1</sup>	4951	103096	0.555	0.045	0.831	0
361-Mobili	35784	209188	0.943	0.094	0.797	18
362-Gioielleria e oreficeria	10906	50232	0.716	0.132	0.879	5
363-Strumenti musicali	695	2740	0.241	0.180	0.916	1
36R-Residuo del settore 36 <sup>2</sup>	6728	39233	0.690	0.093	0.814	0
Media	21912	187315	0.730	0.0972	0.801	6.500
Deviazione standard	25342	172751	0.226	0.0467	0.088	7.762
Totale	587724	4874358	-	-	-	156

Note: variabili: N, numero di impianti; A, numero di addetti; F, frazione di SLL che ospitano almeno un impianto del settore;  $Q_{max}$ , massima quota di impianti in un singolo SLL; G, coefficienti di Gini corretto per la dimensione campionaria; D, numero di distretti industriali per settore.

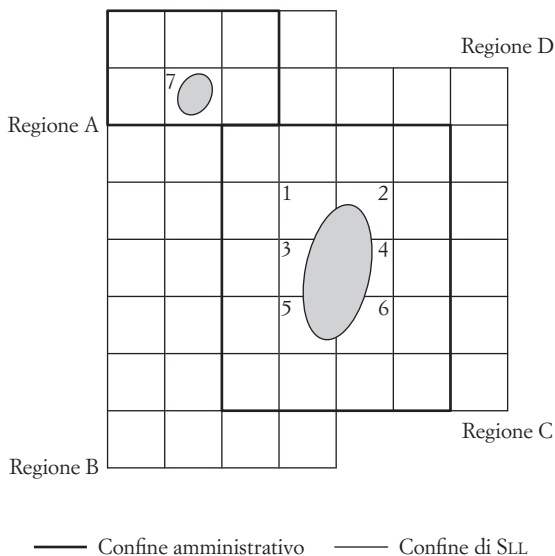
<sup>1</sup> Il settore «35-Altri mezzi di trasporto» include la produzione di motocicli, biciclette, e dei mezzi di trasporto navali, ferroviari e spaziali.

<sup>2</sup> Il settore «36R-Residuo del settore 36» include la produzione di articoli sportivi, giocattoli, bigiotteria, spazzole e scope, e altre industrie non diversamente classificate.

Fonte: I dati riguardanti impianti, addetti, e la definizione dei distretti industriali provengono da Istat (2006). Le rimanenti variabili provengono dalla nostra elaborazione dei dati suddetti.

il loro numero scenderebbe a quattro: ancora una sovrastima, ma comunque un miglioramento. Tuttavia, se venisse operata un'ulteriore aggregazione amministrativa nella speranza di annullare interamente la distorsione nel conteggio, ci si troverebbe di fronte ad un problema diametralmente opposto di sottostima del numero di agglomerazioni. Infatti, aggregando ulteriormente le macro-regioni A-D in un solo costrutto porterebbe a conteggiare una sola agglomerazione. Inoltre, questa soluzione diminuirebbe la significatività geografica dell'unità di osservazione prescelta, poiché il costrutto A-D verrebbe caratterizzato come agglomerato sebbene la maggior parte del suo spazio interno non sia effettivamente interessato dal fenomeno agglomerativo (ad es. i

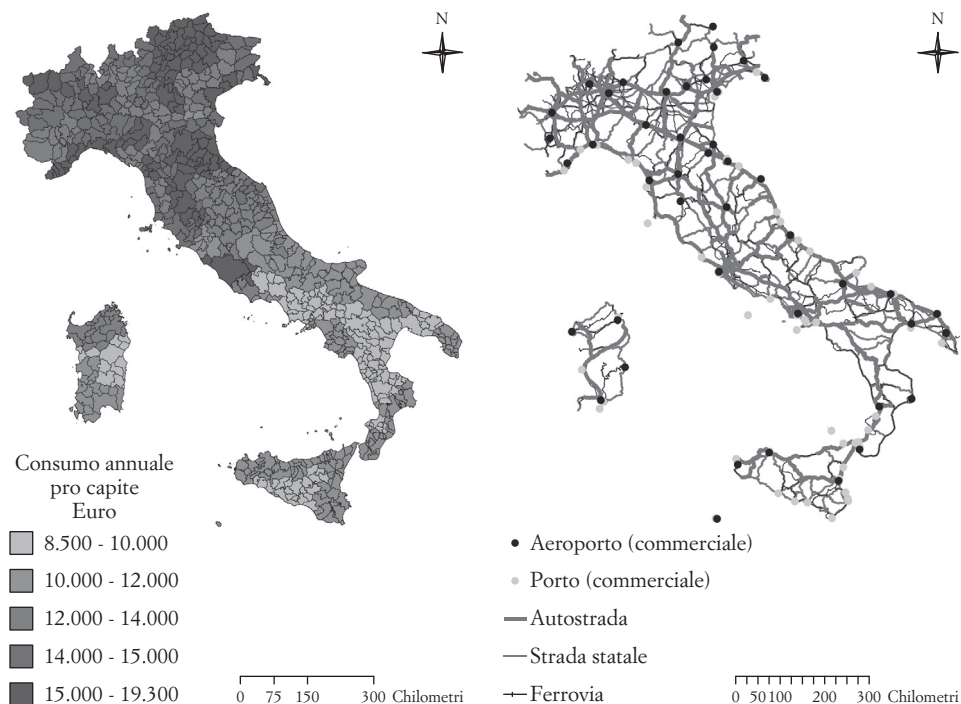
FIG. 1. Ripartizioni amministrative e SLL



quadrati bianchi sono di più rispetto a quelli ombreggiati). I SLL vengono qui utilizzati proprio per superare queste difficoltà legate all'uso di unità amministrative. Essi sono costituiti da insiemi di comuni confinanti raggruppati in base alla direzione dei loro flussi di pendolarismo: lo spostamento dei lavoratori di comuni diversi ma attigui verso un medesimo luogo cattura il gravitare di diverse zone di una «periferia» verso il medesimo «centro», il quale sarà a sua volta caratterizzato da bassi tassi di pendolarismo verso altri comuni. Insieme, «periferia» e «centro» formano una sola regione socio-economica, la quale aggrega le micro-regioni amministrative (ad es. i quadrati più piccoli in fig. 1) e può attraversare le macro-regioni (ad es. i quadrati più grandi A-D in fig. 1).

Con queste premesse metodologiche, l'analisi che segue farà anche uso di altre variabili oltre al numero di impianti per SLL. In particolare, il paragrafo 5 presenterà diversi esercizi econometrici atti a spiegare la distribuzione spaziale degli impianti di un settore per mezzo di molteplici variabili indipendenti. In particolare, per ciascun SLL verranno prese in considerazione: (i) la popolazione residente; (ii) il consumo; (iii) la produttività media del lavoro; (iv) la distanza di ciascun SLL dalle infrastrutture di trasporto; (v) una variabile binaria avente valore 1 per i SLL che costituiscono un'area metropolitana e valore 0 negli altri casi; (vi) una variabile binaria avente valore 1 se il SLL è un distretto industriale per il settore preso in considerazione e valore 0 altrimenti. Come per gli impianti, la maggior parte di questi dati proviene anch'essa

FIG. 2. *Consumo pro capite per SLL nel 2001 (pannello di sinistra) – Infrastrutture di trasporto (pannello di destra)*



Fonte: la mappa di sinistra è stata ottenuta attraverso opportune elaborazioni dei dati sul consumo forniti da Unioncamere (2009), così come descritto nel testo. La mappa di destra è stata ottenuta con gli appositi *shapefiles* usando ARC-GIS.

dall'*Atlante statistico dei comuni italiani* (Istat, 2006); le uniche eccezioni sono i dati sul consumo e quelli sulla distanza dalle infrastrutture di trasporto, che necessitano di una trattazione separata.

I dati inerenti il consumo per SLL sono disponibili per il solo 2001 e costituiscono una elaborazione sui dati a livello provinciale diffusi da Unioncamere (2009). Partendo da essi è stata ottenuta una disaggregazione del consumo per SLL utilizzando opportunamente i dati sulla popolazione dei singoli comuni. A ciascun comune è stato assegnato un peso in base alla quota di popolazione che ospitava nel 2001 rispetto alla popolazione totale della provincia; quindi, si è distribuito il consumo aggregato della provincia a ciascun comune in proporzione al suo peso demografico. Infine, si sono aggregati i singoli comuni nei rispettivi SLL di appartenenza, generando così il consumo aggregato per SLL. Dividendo tale valore per la popolazione locale si ottiene il consumo pro capite nel 2001 per SLL, così come mappato nella figura 2.



I dati sulla distanza dalle infrastrutture di trasporto, invece, sono stati costruiti attraverso elaborazioni GIS. Per prima cosa, si sono proiettati gli aeroporti, i porti, la rete autostradale e di strade statali, e la rete ferroviaria. Quindi è stato identificato il centroide di ciascun SLL e ne è stata misurata la distanza euclidea da ciascuna infrastruttura: ne sono derivati cinque diversi vettori di distanze, ciascuno dei quali riguardava una specifica infrastruttura. Questi cinque vettori possono essere usati separatamente, oppure si può calcolare la distanza media di ciascun centroide da tutte le infrastrutture, riducendo così le informazioni ad un singolo vettore. Nello svolgere questo procedimento si è tentato di qualificare le infrastrutture in base alle loro caratteristiche; in particolare, essendo rilevante il ruolo delle infrastrutture rispetto alla localizzazione di impresa, si sono esclusi gli aeroporti ed i porti non classificati come commerciali. Tutto questo compone la mappa delle infrastrutture rappresentate in figura 2.

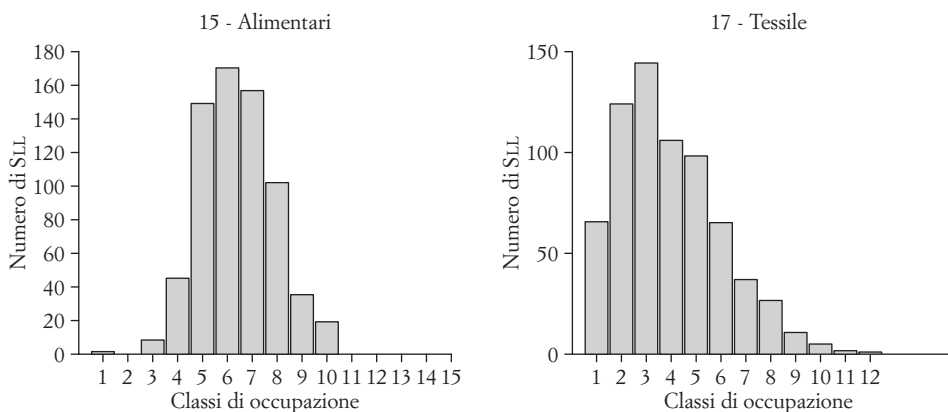
### 3. ANALISI PRELIMINARE

Chiarite le fonti e le scelte operate sui dati necessari per questa analisi, diventa ora utile procedere ad una loro analisi preliminare, così come riassunta in tabella 1.

Un primo elemento generale che emerge dalla tabella 1 è la ben nota eterogeneità economica e geografica esistente tra i diversi settori. In primo luogo, il numero totale di impianti,  $N$ , e di addetti,  $A$ , varia fortemente tra settori. Ad esempio, si va dai circa 1700 impianti per quasi 20000 addetti nel settore delle macchine per ufficio (ATECO 30), ai circa 2200 impianti per quasi 173000 addetti nel settore degli autoveicoli (ATECO 34). Ma oltre a differire nella scala delle operazioni, i settori risultano anche fortemente eterogenei nelle loro distribuzioni spaziali sotto due diversi profili. Da un lato, la frazione di SLL che ospitano almeno un impianto del settore, cioè la variabile  $F$ , rivela che mentre certi settori sono pressoché ubiqui (ad esempio,  $F \approx 1$  nel settore alimentare, ATECO 15), altri sono decisamente meno diffusi spazialmente (ad esempio,  $F \ll 1$  nel settore metallurgico, ATECO 27). Dall'altro lato, la quota massima di impianti presenti in un SLL,  $Q_{\max}$ , mostra che la scala degli effetti agglomerativi è maggiore in alcuni settori e minore in altri. Ad esempio, la più grande agglomerazione nel settore tessile (ATECO 17) cattura una quota del settore quasi tre volte maggiore alla quota catturata dalla più grande agglomerazione nel settore dell'abbigliamento (ATECO 18).

Come discusso nell'introduzione, l'eterogeneità intersettoriale nelle distribuzioni spaziali è possibilmente legata alle diverse intensità con cui agiscono le economie di urbanizzazione e localizzazione. Pur agendo in modo differente, entrambi i fattori incrementano il grado complessivo di agglomerazione,

FIG. 3. Esempi di distribuzioni spaziali aventi un diverso grado di asimmetria



Note: le classi di occupazione degli istogrammi sono determinate così come descritto nella nota della fig. 4. I dati riguardano l'anno 2001.

Fonte: Istat (2006).

il quale viene evidenziato dal grado di asimmetria nella distribuzione spaziale del settore. Ciò può essere visualizzato attraverso un raggruppamento per classi di occupazione degli SLL che compongono il territorio. Una volta definite le classi di occupazione,  $C_k$ , in base al numero di impianti situati nel SLL, si possono poi conteggiare quanti tra gli SLL ospitano un certo numero di essi. Ad esempio, definendo le classi sulla base della sequenza geometrica  $C_k = [2^k - 1, 2^{k+1} - 2]$  con  $k = 0, 1, 2, \dots$ , si ottengono le classi di occupazione 0, 1-2, 3-6, ... Queste conteggeranno quanti SLL ospitano, rispettivamente, 0 impianti, tra 1 e 2 impianti, tra i 3 e i 6 impianti... Una volta disposte in ordine crescente rispetto a  $k$ , le classi danno quindi forma ad un istogramma il cui supporto inizia con la classe che raggruppa gli SLL privi di impianti e prosegue con classi che raccolgono SLL progressivamente più popolati. Una distribuzione asimmetrica indica che molti degli SLL ospitano pochi impianti ciascuno, mentre pochissimi altri SLL sono popolati da molti impianti ciascuno. Gli impianti sono in questo caso concentrati in pochi SLL, ed il settore di riferimento è spazialmente agglomerato. Al contrario, una distribuzione maggiormente simmetrica segnala una diffusione più uniforme di impianti sul territorio, e quindi una minore agglomerazione spaziale. Il settore è quindi caratterizzato da un numero «tipico» di impianti per SLL, reso tale dal fatto che gli SLL aventi un numero di impianti inferiore alla media sono approssimativamente pari agli SLL aventi un numero di impianti superiore alla media. Come esempio di questo ragionamento, la figura 3 mostra per l'appunto due distribuzioni spaziali caratterizzate da un diverso grado di asimmetria. Il pannello di sinistra della figura 3 mostra la distribuzione spaziale del settore

alimentare, la quale è evidentemente più simmetrica rispetto alla distribuzione spaziale del settore tessile nel pannello di destra della figura 3. In questo senso, il settore tessile è spazialmente più agglomerato del settore alimentare. Il grado di concentrazione spaziale dei settori può essere sintenticamente misurato con il coefficiente di Gini,  $G$ . I valori di  $G$  riportati in tabella 1 mostrano differenze sostanziali nell'asimmetria delle distribuzioni spaziali dei vari settori presi in considerazione (valori di  $G$  vicini a 1 indicano una forte agglomerazione spaziale degli impianti): gli impianti di alcuni settori risultano decisamente più agglomerati degli impianti di altri, e lo stesso risultato qualitativo vale per il numero di addetti. Similmente, anche un'altra misura di agglomerazione segnala una forte eterogeneità: il numero di distretti industriali specializzati in ciascun settore,  $D$ , varia sensibilmente.

Pur essendo entrambe misure di agglomerazione spaziale,  $G$  e  $D$  non risultano essere significativamente correlate tra di loro. La correlazione di rango (corretta per i pareggi) tra le due variabile determina un indice di Spearman pari a  $\rho = -0,3657$ , associato però ad un  $p$ -valore di 0,0789, che non suggerisce una forte significatività statistica della correlazione<sup>1</sup>. Il fatto che queste due misure non correlino, o correlino molto debolmente, suggerisce che esse rispondono a determinanti molto diverse dell'agglomerazione, ciascuna capace di comportare, una volta rilevata, un diverso risultato nella misurazione. Nel caso in questione, è ragionevole supporre che mentre il coefficiente di Gini costituisce una misura generale di agglomerazione, il numero di distretti cattura l'agglomerazione legata alle sole economie di localizzazione, escludendo invece l'effetto delle economie di urbanizzazione o della localizzazione di grandi imprese<sup>2</sup>. Tuttavia, data l'evidente rilevanza di ciascuna delle diverse forze localizzative, appare necessario poter valutare ciascuna di esse all'interno di un quadro analitico unitario che consenta di distinguerle chiaramente e di confrontarne il peso relativo. Ciò che segue mira, per l'appunto, a soddisfare questa necessità.

#### 4. UN MODELLO DI LOCALIZZAZIONE DI IMPRESA

Per valutare le determinanti della localizzazione di impresa attraverso un tradizionale esercizio econometrico, regredendo il numero di imprese contro

<sup>1</sup> L'ipotesi nulla  $\rho = 0$  non può essere rifiutata anche sotto una varietà di altre specificazioni simili delle variabili  $G$  e  $D$ . In particolare, misurare la presenza di distretti in modo binario e rimuovere dal computo del coefficiente di Gini gli SLL classificati come area metropolitana non influisce sulla conclusione qualitativa del test. Lo stesso avviene espandendo l'universo di indagine anche ai servizi invece che alla sola manifattura.

<sup>2</sup> Si veda Sforzi (2001) per maggiori informazioni sulla procedura utilizzata per identificare i distretti industriali.

u na serie di possibili variabili esplicative, le imprese dovrebbero operare le proprie scelte in maniera totalmente indipendente l'una dalle altre. Questo implica che l'impresa potrebbe prendere in considerazione un fattore «esogeno», quale ad esempio la dimensione del mercato locale, ma dovrebbe ignorare una delle determinanti principali di quel fattore, ovvero il numero di imprese concorrenti già localizzate nei diversi siti. Similmente, se fossero invece i prezzi locali dei fattori di produzione ad influire sulle scelte localizzative, sarebbe necessario che l'insieme delle imprese di cui si intende descrivere la dinamica sia piccolo a sufficienza da non influire direttamente sui prezzi locali dei fattori di produzione.

Al contrario, se il numero di imprese che ha scelto di produrre in un determinato sito rileva nella decisione di una nuova impresa di produrre in quello stesso sito, allora non è più possibile utilizzare un semplice modello regressivo. In questo caso, infatti, il numero di imprese comparirebbe sia come variabile dipendente che come regressore, generando così il classico problema di identificazione comune nei modelli di interazione sociale (Blume *et al.*, 2011). La soluzione adottata qui per risolvere tale problema consiste essenzialmente nell'utilizzare un modello di scelta discreta e una procedura di stima capaci di accomodare l'interdipendenza nelle scelte localizzative delle imprese.

Si ipotizzi che ogni settore sia popolato da un numero finito di imprese razionali, le quali compiono una sequenza di scelte localizzative individuali<sup>3</sup>. Le regioni tra cui le imprese possono scegliere sono caratterizzate da un livello di attrattività proporzionale al profitto ottenibile dall'impresa che vi si localizzi. In particolare, l'attrattività di ciascuna regione dipende da due termini non negativi,  $a_l$  e  $b$ , tali che la probabilità dell'impresa di localizzarsi nella regione  $l$  sia

$$p_l \sim a_l + bn_l \quad (1)$$

dove  $n_l$  è il numero di imprese appartenenti al settore già localizzate in  $l$ . Il termine  $a_l$  è costante rispetto al numero di imprese ma variabile rispetto alle diverse regioni; pertanto, esso segnala i vantaggi «fissi» garantiti dalla singola regione  $l$  (ad esempio, una domanda aggregata più elevata o migliori infrastrutture) indipendentemente dalle scelte localizzative delle imprese. Il parametro  $b$  è invece proporzionale al numero di imprese dello stesso settore già localizzate nella medesima regione, ma è costante nello spazio: questo elemento cattura la presenza di esternalità positive di localizzazione che vengono generate ed agiscono all'interno del settore, piuttosto che all'interno delle sin-

<sup>3</sup> L'assunzione di un numero fisso di imprese è coerente con quanto osservato empiricamente: in qualsiasi settore, la variazione annuale del numero di imprese è generalmente di un ordine di grandezza inferiore rispetto al tasso lordo di entrata/uscita.

gole regioni. Nel contesto del modello, il valore relativo del parametro  $b$  rispetto ai parametri  $a_l$  dà una misura delle economie di localizzazione. In Bottazzi e Secchi (2007) si mostra come scelte di localizzazione ripetute basate su (1) conducano, indipendentemente dal numero di imprese coinvolte, ad una distribuzione di equilibrio<sup>4</sup>. Essa rifletterà sia l'attrattività geografica «fissa» dei vari siti, catturata dai parametri  $a_b$ , sia il peso che viene attribuito dalle imprese del settore alla presenza di altre imprese, descritto dal parametro  $b$ . Quest'ultimo parametro è direttamente proporzionale al grado di asimmetria della distribuzione geografica. L'interpretazione economica è semplice: al crescere delle esternalità positive di localizzazione diviene gradualmente più probabile che siano poche regioni ad ospitare la gran parte delle imprese di un settore, lasciandone molte altre completamente prive di attività economiche appartenenti allo stesso settore. Viceversa, al diminuire di  $b$  la distribuzione diventa più simmetrica e il numero osservato tende a scostarsi poco da un numero «tipico» di imprese per regione.

Si assuma ora che ciascuna regione possa essere caratterizzata da un insieme di  $H$  variabili  $x_l^j = (x_l^1, \dots, x_l^H)$ . Ad esempio, si pensi a variabili come la superficie coltivabile di ciascuna regione, la sua popolazione, o la sua ricchezza pro capite: qualsiasi esse siano, queste variabili possono essere usate per modellare l'attrattività «fissa»  $a_b$ , esprimibile come  $a_l \sim c(\beta, x_l)$ , cioè come una funzione degli  $H$  regressori e di un insieme di parametri  $\beta$  da stimare. In quanto segue si assumerà per  $c$  una forma funzionale log-lineare

$$c(\beta, x_l) = \exp\left(\sum_b \beta_b \log(x_{b,l}) + \beta_0\right) \quad (2)$$

Questa specificazione è equivalente alla ben nota forma funzionale di Cobb-Douglas. Con questa assunzione l'attrattività  $c_l$  viene descritta come effetto moltiplicativo cumulato delle  $H$  variabili, avendo pertanto una chiara interpretazione probabilistica. Si pensi infatti alle  $H$  variabili come ai diversi aspetti valutati dall'impresa nel compiere le proprie scelte localizzative. Se in media la probabilità di scegliere la regione  $l$  in base al fattore  $b$  è proporzionale a  $x_{b,l}^{\beta_b}$ , e se le  $H$  variabili sono approssimativamente indipendenti tra di loro, allora l'espressione (2) determina la probabilità combinata che l'impresa scelga di localizzarsi nella regione  $l$ .

In conclusione, con la precedente specificazione la stima del modello si riduce a massimizzare rispetto al vettore  $\beta$  l'espressione

<sup>4</sup> Il modello usato qui, così come presentato integralmente in Bottazzi e Secchi (2007), ha molto in comune con il modello introdotto da Arthur (1990). La differenza essenziale tra i due è data dal fatto che il presente modello permette la reversibilità delle scelte localizzative.

$$\log \pi = \log N! - \sum_l \log n_l! + \sum_{l=1}^L \sum_{k=0}^{n_l-1} \log (c(\beta, x_l) + k) - \sum_{k=0}^{N-1} \log (C + k) \quad (3)$$

dove  $L$  è il numero di siti,  $N$  il numero di imprese del settore e  $n_l$  il numero di imprese presenti nel sito  $l$ . L'equazione (3) rappresenta la verosimiglianza del modello di scelte localizzative individuali descritto sopra (Bottazzi, Secchi 2007). In questo modo sia il parametro  $b$ , assunto diverso da zero, che il parametro sono stati riassorbiti nella definizione della funzione  $c$ . Data la forma funzionale della distribuzione geografica di equilibrio, in quanto segue ci si riferirà a (3) come *modello di Polya*.

Nel caso invece in cui si assuma una totale assenza di interdipendenza nelle scelte localizzative, cioè nel caso in cui si ponga  $b = 0$ , l'espressione da massimizzare per ottenere la stima dei parametri diventa

$$\log \pi = \log N! - \sum_{l=1}^L \log (n_l!) + \sum_{l=1}^L n_l (\log c(\beta, x_l) - \log A) \quad (4)$$

in cui si deve però imporre  $\beta_0 = 0$  per evitare una sovra-determinazione del modello. Questo modello verrà indicato col nome di *modello multinomiale*.

Le stime dei parametri  $\beta$  ottenute tramite (3) e (4) sono direttamente confrontabili, anche se la prima specificazione ha un grado di libertà aggiuntivo. In quanto segue, come usuale nei modelli lineari a variabili discrete, i risultati verranno riportati non tramite il valore della stima puntuale dei parametri  $\beta$ , ma tramite l'elasticità marginale media della probabilità di scegliere un determinato sito al variare di una variabile esplicativa  $x$ . Per esempio se l'elasticità marginale stimata del regressore  $x_1$  è 0,5, significa che un aumento dell'1 per cento del valore di  $x_1$  corrisponde, in media, ad un aumento dello 0,5 per cento nel numero osservato di imprese. Ovviamente, quando il parametro  $b$  è svincolato dall'essere uguale a zero, sarà anche possibile misurare la magnitudine delle economie di localizzazione stimando l'elasticità marginale rispetto al numero di imprese del settore.

## 5. RISULTATI

A questo punto è possibile ricollegarsi ai temi principali discussi nell'introduzione di questo articolo. Le economie di localizzazione sono la norma o l'eccezione per le varie attività economiche? E, qualora abbiano un'incidenza, qual è il peso delle economie di localizzazione rispetto alle economie di urbanizzazione? In che misura altri fattori, quali ad esempio la dotazione in-

frastrutturale, incidono sulle scelte localizzative? Come sono variati nel tempo i pesi delle diverse determinanti della localizzazione di impresa? Queste domande possono ora essere affrontate valutando le prestazioni del modello multinomiale e del modello Polya descritti precedentemente, e utilizzando gli opportuni regressori nell'ambito della specificazione funzionale (2). Ciascun regressore contribuirà a comporre l'attrattività «fissa» delle varie regioni, e grazie al modello Polya il loro effetto marginale potrà essere valutato parallelamente all'effetto delle esternalità positive di settore, le quali stanno alla base delle economie di localizzazione. Partendo dalla specificazione funzionale (2), si considerano in prima istanza sei regressori inerenti l'anno 2001 e distribuiti spazialmente sui 686 SLL che compongono l'Italia. Successivamente verranno anche presentati risultati inerenti le singole macroregioni italiane ed un confronto tra il 1991 e il 2001. I sei regressori di base inclusi nel modello sono i seguenti.

In primo luogo, la forza attrattiva esercitata dalle regioni più popolate, ovvero l'effetto di urbanizzazione, viene catturato usando come regressore il totale della popolazione (*POPOLAZIONE*). Naturalmente, siccome la popolosità degli SLL dipende positivamente dalla loro estensione spaziale, è necessario introdurre come primo regressore di controllo la superficie delle unità geografiche (*AREA*). Con questa precauzione va poi considerato che la popolosità si relaziona alle scelte localizzative delle imprese sotto un duplice profilo: oltre a influire sulla domanda aggregata, essa determina la disponibilità di manodopera locale. Affinché questo duplice effetto possa essere catturato dal singolo regressore *POPOLAZIONE* al netto di altri fattori è necessario adottare due ulteriori regressori di controllo.

Da un lato, siccome la domanda aggregata dipende sia dal semplice numero di consumatori che dalla loro effettiva possibilità di spesa, viene incluso tra i regressori anche il livello medio di consumo pro capite (*CONSUMOPC*). Questo serve come controllo rispetto al fatto che SLL con dimensioni demografiche simili possono esprimere livelli di domanda diversi a causa delle loro differenze in termini di reddito medio pro capite. In tal senso, la presenza di questo controllo permette di depurare i risultati dalle evidenti differenze «Nord-Sud» che emergono dalla figura 2 (pannello di sinistra).

Dall'altro lato, i vantaggi di costo garantiti da una più ampia disponibilità di manodopera locale vanno confrontati con eventuali differenze in termini di produttività del lavoro. Nello specifico, due SLL aventi un uguale livello di produzione potrebbero avere una diversa dimensione demografica a causa della differente produttività media del lavoro in ciascun SLL. A parità di produzione, il SLL ove il lavoro fosse mediamente più produttivo avrebbe un fabbisogno di manodopera inferiore rispetto al SLL con una minore produttività del lavoro. Di conseguenza, anche la dimensione demografica dei due SLL ne risulterebbe influenzata, e in particolare il SLL più produttivo risulterebbe

tendenzialmente meno popoloso. Quindi, l'effetto positivo di localizzazione legato alla disponibilità di manodopera locale potrebbe essere compensato da un effetto negativo legato alla minore produttività del lavoro. Per escludere questa possibilità si include direttamente tra i regressori anche la produttività media del lavoro, misurata come valore aggiunto per addetto (*PRODUTTIVITÀ*). Essendo interessati ad operare un controllo sul totale della popolazione locale, la produttività che si prende in considerazione non è quella del singolo settore ma quella aggregata dell'intera economia locale. Una conseguenza di ciò è che il regressore può racchiudere in sé anche altri fattori residuali, quali ad esempio la presenza di istituzioni locali capaci di influenzare direttamente o indirettamente la produttività complessiva del lavoro.

Un ulteriore elemento da considerare rispetto all'attrattività «fissa» di ciascun SLL è la dotazione infrastrutturale, in particolare rispetto alle infrastrutture di trasporto. La prossimità spaziale ad aeroporti, porti, strade e ferrovie può presumibilmente incidere sui costi di impresa influenzando sia l'accesso ai rifornimenti di beni intermedi che l'accessibilità ai mercati extra-locali. Per valutare il peso di questo fattore rispetto alle scelte localizzative di impresa viene incluso come regressore la distanza media di ciascun SLL da cinque diverse infrastrutture di trasporto: il più vicino aeroporto, porto, autostrada, strada statale, e ferrovia (*DISTANZAINF*). Trattandosi di una distanza, un valore significativo e negativo dell'elasticità marginale connessa a questo regressore indicherà che un incremento marginale della prossimità del SLL alle infrastrutture aumenta la probabilità di localizzazione di impresa, e viceversa.

Infine, alla luce della discussione svolta nell'introduzione di questo articolo, risulta specialmente interessante concentrarsi sugli elementi «fissi» che caratterizzano rispettivamente le città ed i distretti industriali. Se, da un lato, queste due diverse forme di organizzazione del territorio sono possibilmente il frutto di diverse determinanti economiche, cioè le economie di urbanizzazione e di localizzazione, dall'altro lato, non è affatto detto che queste due determinanti siano interamente catturate da dati inerenti la popolosità di individui (nel caso delle economie di urbanizzazione) o di imprese di settore (nel caso delle economie di localizzazione). Cioè, i vantaggi localizzativi della città e del distretto riguardano forse un più vasto insieme di fattori, difficilmente identificabili e quantificabili per intero, e pertanto non riducibili ad una sola variabile. Per catturare tutti gli effetti residuali legati alle città e ai distretti si introducono due variabili binarie: una per le aree metropolitane (*METROPOLI*) ed un'altra per i distretti industriali (*DISTRETTO*). A seconda di quanto questi due regressori risulteranno significativi sarà possibile avere una percezione di quanto resti da spiegare, rispettivamente della città e dei distretti, in relazione alle scelte localizzative di impresa.

Fatte queste premesse, la specificazione che verrà utilizzata è quindi



$$\begin{aligned} \log c(\beta, x_1) = & \beta_1 \log \text{POPOLAZIONE} + \beta_2 \log \text{AREA} + \\ & + \beta_3 \log \text{CONSUMOPC} + \beta_4 \log \text{PRODUTTIVITÀ} + \\ & + \beta_5 \log \text{DISTANZAINF} + \beta_6 \log \text{METROPOLI} + \\ & \beta_7 \log \text{DISTRETTO} + \beta_0 \end{aligned} \quad (5)$$

dove, come spiegato nella precedente sezione, la costante  $\beta_0$  è fissata a zero nel caso multinomiale mentre è regolarmente stimata nel caso Polya. Si noti che, oltre alle variabili binarie, anche il regressore *DISTANZAINF* è stimato senza applicarvi il logaritmo: questa scelta risponde alla volontà di segnalare anche piccolissimi effetti del regressore, che rischierebbero di non risultare statisticamente significativi se il logaritmo venisse applicato. La stima delle elasticità marginali è operata standardizzando i regressori dell'equazione (5) attraverso la rimozione della media e la divisione per la deviazione standard: grazie a ciò le elasticità legate ai diversi regressori sono direttamente confrontabili. In questo contesto, la costante  $\exp(\beta_0)$  rappresenta l'effetto medio, cioè il valore della funzione  $c$  associato ad un SLL avente valori medi dei regressori.

### 5.1. Comparazione tra multinomiale e Polya

La metodologia illustrata fin qui permette di confrontare la capacità predittiva di due diversi modelli. Il modello multinomiale differisce dal modello Polya nel solo parametro  $b$ : nel primo caso esso è nullo, eliminando così la presenza di esternalità positive di settore, mentre nel secondo caso è non negativo. Sebbene l'analisi delle prestazioni dei modelli sia tipicamente relegata alle fasi finali delle indagini econometriche, in questo caso specifico è invece utile iniziare proprio da qui per la ragione che sarà illustrata a breve.

Per confrontare le prestazioni relative dei due modelli si può utilizzare il test di verifica delle informazioni di Akaike con la correzione per campioni finiti ( $AICc$ ):

$$AICc = 2k - 2 \ln(L) + \frac{2k(k+1)}{n-k-1} \quad (6)$$

dove  $n$  è la numerosità campionaria,  $k$  è il numero di parametri in ciascun modello, e  $L$  è il valore massimizzato della funzione di verosomiglianza. Tra due modelli alternativi, quello avente il minor valore di  $AICc$  è preferibile. Pertanto, la definizione di  $AICc$  premia la *goodness of fit* attraverso  $L$ , mentre con  $k$  penalizza la numerosità parametrica. La tabella 6 mostra in questi termini le prestazioni del modello multinomiale e del modello Polya (tab. 2).

Pur penalizzando la sua maggiore numerosità parametrica, il modello Polya con la specificazione (5) ha prestazioni predittive sistematicamente migliori

TAB. 2. AICC per i modelli multinomiale e Polya (anno 2001)

ATECO	Multinomiale	Polya
15-Alimentari	9.80e+03	6.13e+03
17-Tessile	2.62e+04	5.34e+03
18-Abbigliamento	2.52e+04	5.90e+03
19-Cuoio e prodotti di cuoio	2.99e+04	4.27e+03
20-Legno e prodotti del legno	1.23e+04	6.05e+03
21-Carta e prodotti della carta	3.67e+03	2.73e+03
22-Editoria, stampa e riproduzione su supporti	5.56e+03	4.36e+03
23-Coke e raffinazione del petrolio e nucleare	1.44e+03	1.39e+03
24-Prodotti chimici e fibre artificiali	3.78e+03	3.11e+03
25-Gomma e prodotti plastici	7.06e+03	3.97e+03
26-Prodotti minerali non metalliferi	1.43e+04	5.64e+03
27-Metallurgia	3.76e+03	2.57e+03
28-Fabbricazione e lavorazione dei prodotti in metallo	1.77e+04	6.65e+03
29-Macchine e apparecchi meccanici	1.31e+04	5.32e+03
30-Macchine per ufficio, elaboratori e informatica	1.93e+03	1.71e+03
31-Macchine e apparecchi elettrici	7.46e+03	4.22e+03
32-Apparecchi radiotelevisivi e per le comunicazioni	3.73e+03	3.33e+03
33-Strumenti di precisione	7.65e+03	4.55e+03
34-Autoveicoli, rimorchi e semirimorchi	2.94e+03	1.96e+03
35-Altri mezzi di trasporto	6.41e+03	2.85e+03
361-Mobili	1.65e+04	5.30e+03
362-Gioielleria e oreficeria	8.64e+03	3.54e+03
363-Strumenti musicali	1.81e+03	1.13e+03
36R-Residuo del settore 36	4.44e+03	3.06e+03

Note: i valori nella seconda e terza colonna sono stati calcolati con l'equazione (6).

rispetto al modello multinomiale. Il valore *AICc* associato al modello Polya è infatti inferiore a quello del modello multinomiale in tutti i settori presi in considerazione. Quindi è possibile selezionare il modello Polya e tralasciare quello multinomiale senza rischiare di perdere alcuna informazione rilevante. Per questa ragione il resto dell'articolo si riferirà solo al modello Polya.

## 5.2. Elasticità marginali

Il fatto che il modello Polya abbia una performance sistematicamente superiore rispetto al modello multinomiale segnala che le esternalità positive di settore rientrano sempre, in qualche misura, nella spiegazione della distribuzione spaziale delle attività economiche; tuttavia, per valutare quanto questa determinante pesi rispetto alle possibili altre identificate nella specificazione (5) è necessario confrontare le elasticità marginali associate a ciascuna di esse. La tabella 3 mostra per l'appunto le elasticità marginali per i diversi regressori e per il numero di imprese stimate per il modello Polya, e permette di trarre una serie di conclusioni.

In primo luogo, le economie di urbanizzazione risultano diffuse e rilevanti. Pur avendo utilizzato i controlli descritti precedentemente, l'elasticità margi-

Tab. 3. *Elasticità marginali stimate con il modello Polya (anno 2001)*

ATECO	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
15	1.27e-01**	4.68e-03**	-8.52e-04	-7.22e-04*	4.32e-03**	9.84e-04	7.55e-04**	8.76e-01**
17	2.85e-02**	-6.14e-04	1.43e-03**	1.19e-03**	-1.44e-04	-3.01e-04	1.17e-02**	9.75e-01**
18	4.51e-02**	-1.46e-03**	9.21e-05	4.49e-05	-8.74e-04**	3.53e-04	2.39e-03**	9.72e-01**
19	1.06e-02**	-5.77e-04*	1.04e-03**	8.14e-04**	1.69e-04**	1.01e-03**	1.03e-02**	9.86e-01**
20	9.03e-02**	4.74e-03**	3.03e-03**	-1.00e-03	-1.95e-03**	7.27e-04	5.72e-04**	9.06e-01**
21	5.87e-01**	-2.32e-02*	2.21e-02**	-4.34e-03	-5.79e-03	-3.27e-03	1.69e-02**	7.68e-01**
22	7.21e-01**	-6.33e-03	3.96e-02**	1.00e-03	-9.62e-03*	-1.97e-03	-	7.55e-01**
23	1.21e+00**	6.46e-02**	-4.60e-03	4.99e-02**	9.63e-02**	-2.19e-02	-	3.78e-01**
24	8.12e-01**	-4.38e-02*	4.32e-02**	-6.60e-03*	-1.83e-02**	-2.37e-02	3.83e-04**	7.24e-01**
25	2.48e-01**	-8.18e-03*	9.66e-03**	1.39e-03	-6.03e-03**	-1.02e-02**	4.17e-03**	8.99e-01**
26	7.84e-02**	4.46e-03**	-4.90e-04	-9.05e-04**	9.09e-04	1.18e-03	1.36e-03**	9.22e-01**
27	4.11e-01**	-9.95e-03	1.09e-02**	-2.23e-03	-1.21e-02**	-1.12e-02*	-	8.37e-01**
28	9.44e-02**	-1.06e-03	2.96e-03**	-4.74e-04	-2.45e-03**	-1.62e-03*	2.26e-03**	9.48e-01**
29	1.28e-01**	-7.72e-04	1.11e-02**	2.45e-04	-2.68e-03**	-6.03e-03**	2.55e-03**	9.42e-01**
30	1.17e+00**	5.40e-02**	1.04e-02	-2.35e-02**	-9.42e-03	7.47e-03	7.27e-04**	5.59e-01**
31	2.95e-01**	-5.68e-03	1.53e-02**	-3.29e-03*	-6.92e-03**	-5.69e-03*	7.46e-04**	8.86e-01**
32	9.31e-01**	-3.80e-03	4.53e-02**	-6.41e-03	-9.49e-03*	-2.00e-02**	4.55e-04**	6.13e-01**
33	3.32e-01**	3.17e-03	1.73e-02**	-3.70e-03**	-2.53e-03	-6.73e-04	1.88e-03**	8.57e-01**
34	3.28e-01**	1.85e-02**	4.42e-03	-2.77e-03	-1.02e-02**	-1.27e-03	-	8.49e-01**
35	1.40e-01**	-1.31e-02**	1.28e-02**	-9.11e-04	1.73e-02**	-1.67e-03	-	9.12e-01**
361	8.50e-02**	-1.88e-03	5.95e-03**	9.73e-04	-1.54e-03	-2.02e-04	2.41e-02**	9.47e-01**
362	1.03e-01**	9.61e-03*	4.62e-03**	-5.14e-04	3.33e-03	7.58e-03*	8.92e-02**	9.22e-01**
363	3.93e-01**	-1.16e-02	5.91e-02**	7.86e-04	-4.91e-03	-1.58e-02	2.18e-01**	7.48e-01**
36R	4.41e-01**	-9.40e-03	3.30e-02**	-6.02e-03*	-3.37e-03	8.64e-03	-	8.02e-01**

Note: *variabili*: (1) Popolazione; (2) Area; (3) Consumo pro capite; (4) Produttività del lavoro; (5) Distanza media dalle infrastrutture di trasporto; (6) Area metropolitana (binaria); (7) Distretto industriale (binaria); (8) Imprese del settore (*n*). *Significatività*: \*\* indica una significatività statistica superiore al 99 per cento, mentre \* indica una significatività statistica superiore al 95 per cento.

nale connessa al regressore *POPOLAZIONE* (variabile (1) in tab. 3) è sempre significativa e si attesta su ordini di grandezza decisamente consistenti rispetto agli altri regressori. In media, un incremento al margine della popolosità di un SLL aumenta dello 0,37 per cento la probabilità di attrarre un'impresa aggiuntiva. Da questa media si notano scostamenti considerevoli a seconda dei settori: si va da cifre superiori a quota 1 per cento nei settori ATECO 23 e 30, fino a cifre di due ordini di grandezza inferiori nei settori ATECO 17–20, 26, 28 e 361. Tuttavia, pur con questa eterogeneità fra settori, porzioni aggiuntive di popolazione risultano favorire la localizzazione di qualsiasi tipo di attività economica. In questo senso, l'effetto di urbanizzazione è «generale», cioè agisce sull'intera economia e finisce con attrarre «più di tutto».

Per quanto riguarda poi i regressori di controllo della popolazione, emerge chiaramente il ruolo del consumo pro capite. L'elasticità marginale legata al regressore *CONSUMOPC* (variabile (3) in tab. 3) è significativa e positiva nella maggioranza dei settori, mentre nei settori rimanenti è non significativa. In media, un incremento marginale del consumo medio pro capite all'interno di un SLL aumenta la probabilità di attrarre un'impresa aggiuntiva dello 0,01 per cento, cioè un valore molto inferiore rispetto a quanto registrato per la popolazione. L'inferiorità media del primo effetto rispetto al secondo è inoltre sistematicamente confermata a livello dei singoli settori, come risulta confrontando per ciascuna riga i valori delle variabili (1) e (3) in tabella 3. Quindi, l'effetto di domanda aggregata si manifesta maggiormente attraverso il mero numero di consumatori piuttosto che attraverso la loro possibilità o propensione al consumo. Questo fatto segnala il ruolo della scala, piuttosto che della densità demografica, nel decidere le economie di urbanizzazione. Gli altri regressori di controllo *AREA* e *PRODUTTIVITÀ* (variabili (2) e (4) in tab. 3), pur servendo il loro scopo empirico, tendono invece a risultare non significativi.

Le esternalità positive di settore, e quindi le economie di localizzazione, sono diffuse e mediamente molto più forti delle economie di urbanizzazione. L'elasticità marginale legata a  $n$  (variabile (8) in tab. 3) è significativa in tutti i settori e ha una magnitudine media pari allo 0,83 per cento, cioè più del doppio dell'elasticità marginale media di *POPOLAZIONE*. Si noti che il dato medio non deriva da esternalità positive molto alte ma concentrate in pochi settori; al contrario, l'elasticità marginale di  $n$  supera quella di *POPOLAZIONE* in 20 settori su 24<sup>5</sup>. Questo fatto, unito al fatto che il modello Polya ha prestazioni sistematicamente superiori rispetto al modello multinomiale, implica che le economie di localizzazione sono una determinante sia diffusa che dominante nello spiegare la localizzazione di impresa. Data la serie di altre

<sup>5</sup> I settori che fanno eccezione sono gli ATECO 23, 24, 30, e 32.

variabili e controlli inclusi nell'analisi, quei fattori tecnologici e organizzativi che stanno alla base delle economie di localizzazione interne al settore non possono quindi essere considerati come un «caso speciale» riguardante alcune particolari attività economiche. È piuttosto la norma, e non l'eccezione, che le imprese si co-localizzino con altre imprese loro simili. Inoltre, data la fine disaggregazione spaziale usata nell'analisi, va anche segnalato che le elevate elasticità marginali connesse ad  $n$  suggeriscono l'irrilevanza degli effetti di congestione pur nell'ambito di unità spaziali relativamente piccole quali i SLL.

In relazione alle economie di urbanizzazione e di localizzazione è interessante osservare gli effetti legati alle variabili binarie che identificano le aree metropolitane e i distretti industriali. Una volta presi in considerazione tutti gli altri regressori, che un SLL sia o non sia un'area metropolitana è irrilevante rispetto alla localizzazione di impresa in quasi tutti i settori: cioè, i valori legati al regressore *METROPOLI* (variabile (6) in tab. 3) non sono quasi mai significativamente diversi da zero. Al contrario, pur sempre considerando tutti gli altri regressori, il fatto di essere un distretto industriale aumenta l'attrattiva marginale di un SLL: cioè, i valori legati al regressore *DISTRETTO* (variabile (7) in tab. 3) sono sempre significativi e positivi laddove esistano distretti industriali associati al settore. Un altro modo di arrivare allo stesso risultato è quello di valutare la bontà del *fit* del modello rimuovendo rispettivamente la variabile *METROPOLI* e *DISTRETTO* dalla specificazione di base espressa dall'equazione (5). Come riportato in tabella 4, il *fit* assoluto medio del modello è pari a 0,79 (una più approfondita disamina del dato verrà svolta successivamente); questo valore resta pressoché invariato quando si rimuove il solo regressore *METROPOLI*, e scende invece a 0,70 quando si rimuove il solo regressore *DISTRETTO*. Quindi la variabile binaria che identifica i distretti industriali associati a ciascun settore aggiunge un contributo esplicativo di circa il 9 per cento, mentre tale contributo è quasi nullo per la variabile che identifica le metropoli. Tutto questo non sta a significare che la grande città non attrae la localizzazione di impresa mentre il distretto vi riesce. Piuttosto, i risultati indicano che le variabili usate nell'analisi sono tendenzialmente sufficienti a descrivere le economie di urbanizzazione caratteristiche della città, mentre mancano nel catturare qualche significativo aspetto residuale del distretto e delle economie di localizzazione ad esso connesse. Evidentemente, dunque, le economie distrettuali non si esauriscono nel mero fatto di avere tante piccole imprese le une vicine alle altre: c'è qualcosa in più. Questo qualcosa potrebbe per esempio essere quella intangibile «atmosfera industriale» descritta da Marshall (1890), o ancora la presenza di istituzioni locali capaci di ridurre i costi di transazione, come illustrato da Becattini (1987). Inoltre, a conferma della sorta di opposizione esistente tra economie di urbanizzazione e di distretto, si noti che le elasticità marginali inerenti

il regressore *POPOLAZIONE* sono più basse laddove le elasticità marginali del regressore *DISTRETTO* sono più alte, ovvero nei settori che registrano una maggiore numerosità distrettuale (come riportato in tab. 1).

Infine, l'effetto localizzativo esercitato dalle infrastrutture di trasporto risulta essere limitato e specifico di alcuni settori. L'elasticità marginale del regressore *DISTANZAINF* (5) è negativa e significativamente diversa da zero al 99 per cento di confidenza solo in 9 settori su 24, mentre in altri 4 settori essa è significativa ma con segno positivo. Osservando i settori in cui il segno dell'elasticità di *DISTANZAINF* è negativo, cioè laddove una minore distanza marginale induce una maggiore probabilità di localizzazione, si constata una discreta eterogeneità nella magnitudine dell'effetto presumibilmente dettata dalle differenze intersettoriali nei costi di trasporto. Ad esempio, in un settore come quello metallurgico (ATECO 27), caratterizzato da costi di trasporto relativamente alti, incrementare marginalmente la vicinanza alle infrastrutture di trasporto incide positivamente sulla probabilità di localizzazione di impresa quanto un consumo pro capite marginalmente più elevato. Al contrario, in settori con costi di trasporto inferiori, come ad esempio quello dell'abbigliamento (ATECO 18), l'effetto positivo della vicinanza alle infrastrutture è di due ordini di grandezza inferiore. D'altro lato, in una minoranza di settori (ATECO 15, 19, 23, 35), l'essere vicini alle infrastrutture di trasporto ha un effetto repulsivo della localizzazione di impresa, cioè l'elasticità marginale di *DISTANZAINF* è significativa e positiva. Questa apparente stranezza non è tale quando si considera che le attività economiche in questione sono o direttamente collegate alla disponibilità di terra (è il caso dell'industria alimentare), oppure particolarmente soggette a vincoli ambientali e urbanistici (è il caso dell'industria conciaria e dell'industria dei carburanti). Nel primo caso, è naturale che la localizzazione si spinga più verso la campagna che verso la città, risultando così mediamente più distante dalle infrastrutture di trasporto. Nel secondo caso, le imprese si trovano mediamente lontane dalle infrastrutture possibilmente a causa delle scelte di pianificazione territoriale, le quali tendono ad allontanare dal perimetro urbano le attività economiche più onerose sotto il profilo ambientale, inducendo così anche una loro distanza dalle infrastrutture.

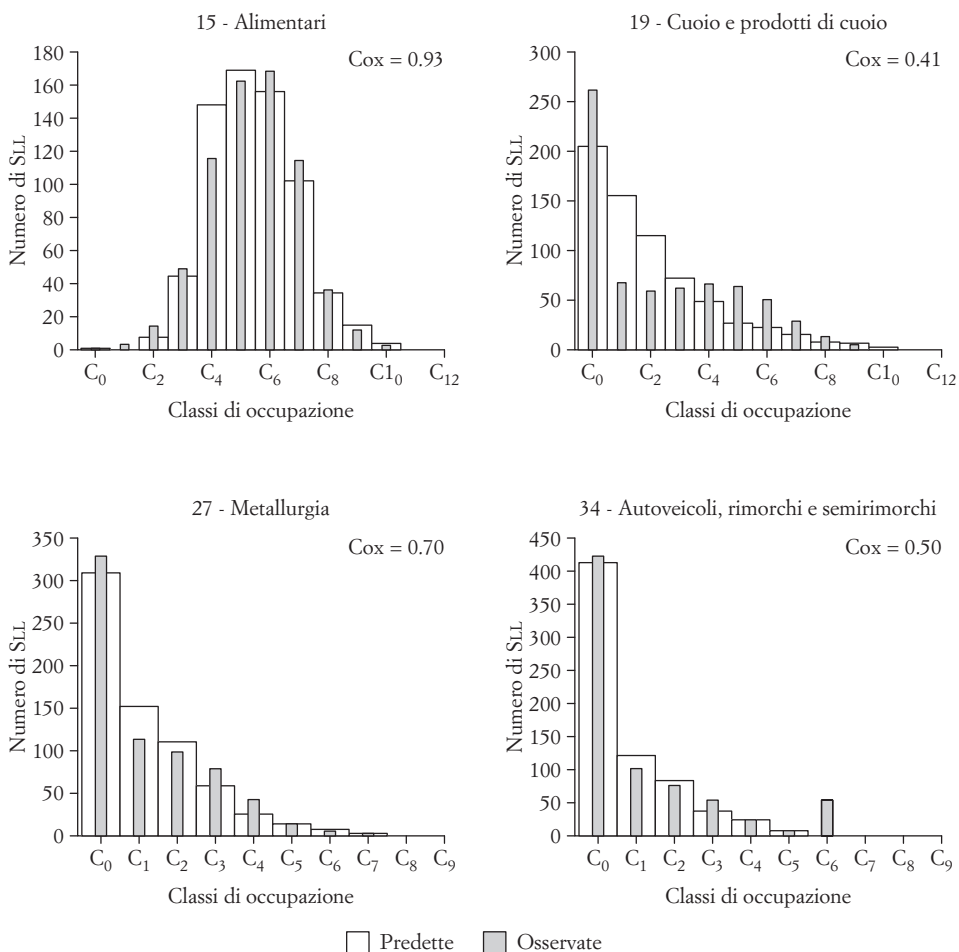
È comunque interessante sottolineare che in ben 11 settori su 24 il regressore *DISTANZAINF* non è significativamente diverso da zero. Astrattamente questo risultato può essere spiegato in diversi modi, ma scegliere tra le varie spiegazioni alternative non è immediato. In primo luogo, si potrebbe immaginare che i settori in cui il regressore non è significativo siano caratterizzati da una domanda e da un mercato di fornitura strettamente locale: in tal caso, né le materie prime né i prodotti finiti sarebbero destinati a muoversi e il loro costo di trasporto non influenzerebbe le scelte localizzative d'impresa. Tuttavia, questo tipo di giustificazione sarebbe inadatta per settori come quello tessile (ATECO 17), dove i relativamente pochi siti in cui la produzio-

ne è concentrata riforniscono i relativamente molti siti privi di tale attività. In secondo luogo, si potrebbe ipotizzare che i costi di trasporto ricadano sul consumatore e non sul produttore, evitando così di entrare nelle scelte localizzative d'impresa. In questo caso, però, la spiegazione sembrerebbe scarsamente applicabile a settori decisamente non oligopolistici, come ad esempio quello dei mobili (ATECO 361). Altre due possibili spiegazioni che invece meritano ulteriori approfondimenti riguardano i costi di trasporto settoriali e la diffusione delle infrastrutture di trasporto. Da un lato, infatti, è possibile che i settori in cui il regressore *DISTANZAINF* non è significativamente diverso da zero includono attività economiche in cui i costi di trasporto sono approssimativamente nulli rispetto agli altri costi di produzione. In questo caso, quindi, dovrebbero esistere delle peculiarità settoriali nella struttura dei costi di impresa, e tali peculiarità non avrebbero particolare ragione di variare geograficamente: pertanto, i settori non influenzati dai costi di trasporto a livello nazionale dovrebbero essere egualmente identificabili qualora l'analisi venisse condotta su una scala geografica inferiore. Tuttavia, come si vedrà nel paragrafo 5.4 questo non sembra essere il caso. Dall'altro, invece, è anche possibile che la frequente non significatività del regressore *DISTANZAINF* possa dipendere da una presenza sufficientemente diffusa di infrastrutture di trasporto sul territorio italiano. Infatti, se da un lato la mappa in figura 2 (pannello di destra) mostra che alcune aree del paese registrano una presenza più densa quantomeno di aeroporti e autostrade, dall'altro lato si può anche constatare che nessuna macroregione è un completo «deserto infrastrutturale» rispetto alle altre. Quindi, è possibile che il grado di diffusione territoriale delle infrastrutture sia sufficientemente capillare da non incidere in modo statisticamente significativo sulle scelte localizzative di impresa.

Oltre a quanto già descritto, l'analisi di come la distanza dalle infrastrutture incide sulla localizzazione di impresa suggerisce anche un'altra conclusione: le imprese sembrano risolvere un problema *congiunto* di minimizzazione dei costi di trasporto. Questo risultato non è direttamente osservabile attraverso la tabella 3, ma lo si può evincere adottando una specificazione del modello in cui il regressore *DISTANZAINF* viene disaggregato in cinque diversi regressori, ciascuno inerente la distanza dei SLL da una specifica infrastruttura (aeroporto, porto, autostrada, strada statale e ferrovia)<sup>6</sup>. Il risultato di questa disaggregazione è che l'elasticità marginale connessa alla distanza da aeroporti, strade e ferrovie risulta essere non significativamente diversa da zero in quasi tutti i settori. Quindi, le scelte localizzative di impresa non sembrano essere rivolte a minimizzare la distanza da una specifica infrastruttura bensì dal loro insieme. Una parziale eccezione è costituita dalla distanza dai

<sup>6</sup> Si veda il paragrafo 2 per ulteriori informazioni.

FIG. 4. Distribuzioni spaziali predette dal modello Polya e osservate in alcuni settori manifatturieri



Note: le classi di occupazione degli istogrammi,  $f(C_k)$ , sono date da  $f(C_k) = \sum_{n \in C_k} f(n)$ , dove  $C_k$  è dato dalla serie geometrica  $C_k = [2^k - 1, 2^{k+1} - 2)$  con  $k = 0, 1, 2, \dots$

porti, alla quale risulta essere talvolta associata una elasticità marginale positiva, indicando quindi che le località costiere possono risultare mediamente non attrattive per le imprese di alcuni settori.

### 5.3. Valutazione assoluta del modello Polya

Resta da verificare la concordanza tra le distribuzioni spaziali predette dal modello Polya e quelle effettivamente osservate, così da valutare in termini



TAB. 4. *Fit assoluto del modello Polya: Cox pseudo R<sup>2</sup>*

ATECO	Modello base	No metropoli	No distretto
15-Alimentari	9.33e-01	9.33e-01	9.32e-01
17-Tessile	4.00e-01	3.99e-01	1.47e-01
18-Abbigliamento	7.16e-01	7.17e-01	7.04e-01
19-Cuoio e prodotti di cuoio	4.09e-01	3.88e-01	1.63e-01
20-Legno e prodotti del legno	8.75e-01	8.76e-01	8.74e-01
21-Carta e prodotti della carta	9.09e-01	9.10e-01	8.87e-01
22-Editoria, stampa e riproduzione su supporti	9.63e-01	9.63e-01	9.63e-01
23-Coke, raffinazione del petrolio e nucleare	8.12e-01	8.13e-01	8.12e-01
24-Prodotti chimici e fibre artificiali	8.66e-01	8.74e-01	8.66e-01
25-Gomma e prodotti plastici	8.83e-01	8.91e-01	8.53e-01
26-Prodotti minerali non metalliferi	7.37e-01	7.30e-01	7.28e-01
27-Metallurgia	7.87e-01	7.99e-01	7.97e-01
28-Fabbricazione e lavorazione dei prodotti in metallo	9.29e-01	9.31e-01	9.21e-01
29-Macchine e apparecchi meccanici	8.92e-01	8.98e-01	8.81e-01
30-Macchine per ufficio, elaboratori e informatica	8.87e-01	8.86e-01	8.87e-01
31-Macchine e apparecchi elettrici	9.20e-01	9.24e-01	9.20e-01
32-Apparecchi radiotelevisivi e per le comunicazioni	9.53e-01	9.55e-01	9.54e-01
33-Strumenti di precisione	9.54e-01	9.54e-01	9.55e-01
34-Autoveicoli, rimorchi e semirimorchi	4.99e-01	5.03e-01	4.99e-01
35-Altri mezzi di trasporto	5.50e-01	5.50e-01	5.50e-01
361-Mobili	8.63e-01	8.62e-01	4.38e-01
362-Gioielleria e oreficeria	7.46e-01	7.31e-01	1.66e-01
363-Strumenti musicali	5.94e-01	5.93e-01	8.05e-02
36R-Residuo del settore 36	8.37e-01	8.32e-01	8.37e-01
Media	7.88e-01	7.89e-01	7.00e-01
Deviazione standard	2.92e-01	1.73e-01	1.76e-01

*Note:* Il modello Polya di base (seconda colonna) è quello che assume la specificazione (5), mentre negli altri due casi (terza e quarta colonna) vengono rimossi rispettivamente i regressori *METROPOLI* e *DISTRETTO*.

assoluti le prestazioni del modello stesso. A questo proposito, la figura 4 presenta a titolo esemplificativo gli istogrammi delle distribuzioni spaziali di alcuni settori, mentre la seconda colonna della tabella 4 mostra gli pseudo  $R^2$  di Cox per tutti i settori presi in analisi.

Sia la figura 4 che la tabella 4 segnalano prestazioni mediamente elevate del modello Polya, pur con differenze considerevoli tra i settori. In particolare, va segnalata la capacità del modello di catturare le distribuzioni spaziali di settori tecnologicamente, organizzativamente e spazialmente molto diversi tra loro. Per esempio, la figura 4 mostra che la concordanza tra predizioni e osservazioni resta soddisfacente sia per settori caratterizzati dalla presenza di grande impresa e da processi produttivi scarsamente modularizzabili (come il settore metallurgico) che per settori dominati dalla piccola e media impresa e caratterizzati da una maggiore modularizzabilità del processo produttivo (come il settore conciario). Similmente, vengono catturate in modo piuttosto accurato sia quelle distribuzioni spaziali più simmetriche (come per il settore alimentare) che quelle fortemente agglomerate (come il settore degli autoveicoli).

Tuttavia, risulta evidente che esista ancora lo spazio per ampi miglioramenti delle prestazioni del modello. Nello specifico, la concordanza tra previsioni e osservazioni risulta marcatamente più bassa per alcuni settori di particolare interesse. Da un lato, gli  $R^2$  di Cox sono minimi per il tessile e il conciario (ATECO 17 e 19), ovvero due tra i settori contraddistinti dalla presenza di distretti industriali. Questo fatto potrebbe dipendere dall'aver trascurato qualche ulteriore importante determinante delle scelte localizzative di impresa all'interno dei due settori in questione; ma più in generale esso sembra confermare che vi sia altro da aggiungere per poter pienamente caratterizzare e spiegare le economie di distretto. Similmente, le prestazioni predittive del modello Polya sono sotto la media per le attività di produzione di mezzi di trasporto (ATECO 34 e 35): qui la distribuzione spaziale potrebbe essere fortemente influenzata dalla co-localizzazione delle imprese committenti con la propria rete di subfornitori (spesso suoi *spin-offs*), come ad esempio illustrato da Klepper (2002). Quindi anche nel caso di questi settori una importante determinante delle scelte localizzative potrebbe essere stata trascurata.

#### 5.4. *Confronto tra macroregioni*

Gli effetti marginali identificati finora sono stati stimati assumendo come universo di indagine tutti gli SLL che compongono il territorio italiano. Ma questi effetti variano al mutare del campo di osservazione spaziale? La metodologia fin qui presentata può facilmente rispondere a questa domanda stimando il modello Polya su sottoinsiemi di unità locali, che in questo caso saranno le quattro macroregioni italiane. I risultati del modello in ciascun sottoinsieme di SLL possono poi essere confrontati, così da verificare se esistono o meno delle peculiarità macroregionali. Per ragioni di brevità non si riportano per intero le tabelle inerenti le stime delle elasticità marginali per ciascuna macroregione: piuttosto, ci si limita qui a illustrare alcuni risultati ottenuti dalle stime delle elasticità per macroregione e si mostrano solo alcune utili statistiche riassuntive.

In primo luogo, l'analisi comparativa viene resa immediatamente più semplice grazie al fatto che alcune delle variabili rilevanti a livello nazionale diventano irrilevanti nel confronto macroregionale. Come già discusso in precedenza, è questo il caso della distanza media dalle infrastrutture di trasporto (si veda la tab. 5), ma lo stesso avviene anche per il consumo medio pro capite. Per quanto riguarda la generale non significatività dell'elasticità marginale di *DISTANZAINF* a livello macroregionale (ad esclusione del Nordest), sembra acquisire credibilità l'ipotesi che sia la diffusione delle infrastrutture, più che i costi di trasporto settoriali, a determinare i risultati. La tabella 5 mostra per l'appunto le elasticità marginali legate al regressore *DISTAN-*

Tab. 5. *Elasticità marginale di DISTANZAINF nelle quattro macroregioni italiane (anno 2001)*

ATECO	Nordovest	Nordest	Centro	Mezzogiorno
15-Alimentari	1.69e-02**	2.12e-03	1.59e-03	-2.31e-03
17-Tessile	-7.01e-04	-8.93e-03**	-5.86e-03	-6.35e-03
18-Abbigliamento	-2.42e-03*	-3.25e-03**	-2.86e-03	-1.59e-03
19-Cuoio e prodotti di cuoio	-7.02e-04	8.73e-04	-3.79e-04	-3.40e-03
20-Legno e prodotti del legno	-4.92e-03	-1.15e-03*	1.61e-03	-8.89e-03**
21-Carta e rodotti della carta	-3.31e-02	-4.42e-02**	6.86e-04	3.75e-02
22-Editoria, stampa e riproduzione su sup- porti	-1.49e-02	-5.05e-02**	3.68e-03	-1.19e-02
23-Coke, raffinazione del petrolio e carbu- rante nucleare	2.62e-01**	1.24e-01	-1.47e-02	6.48e-02
24-Prodotti chimici e fibre artificiali	-1.37e-02	-3.24e-02	-4.48e-02	1.96e-02
25-Gomma e prodotti plastici	-4.97e-03*	-2.19e-02*	5.33e-03	1.95e-03
26-Prodotti minerali non metalliferi	-1.89e-03	4.11e-04	3.55e-04	-3.53e-03
27-Metallurgia	-7.56e-03	-1.64e-02	-1.08e-02	-1.26e-02
28-Fabbricazione e lavorazione dei prodotti in metallo	-1.43e-03	-7.32e-03**	-1.36e-03	-1.57e-03
29-Macchine e apparecchi meccanici	-2.86e-03**	-7.24e-03**	-3.58e-03	2.44e-02*
30-Macchine per ufficio, elaboratori e infor- matica	-1.41e-02	-7.09e-02	3.74e-02	7.41e-02
31-Macchine e apparecchi elettrici	-8.73e-03*	-1.17e-02**	1.03e-02*	8.38e-03
32-Apparecchi radiotelevisivi e per le comu- nicazioni	-1.56e-02	-1.16e-02	2.96e-02**	7.31e-03
33-Strumenti di precisione	7.60e-04	3.86e-03	4.13e-03	1.51e-02
34-Autoveicoli, rimorchi e semirimorchi	-1.39e-03	-7.91e-02**	2.15e-03	4.08e-02**
35-Altri mezzi di trasporto	1.45e-02**	9.65e-02**	2.26e-02**	1.79e-02
361-Mobili	-3.04e-03*	-2.20e-04	-8.80e-04	4.79e-04
362-Gioielleria e oreficeria	3.94e-02*	5.70e-03	-4.75e-03	-5.95e-03
363-Strumenti musicali	1.51e-03	-2.20e-01**	1.01e-01	-7.27e-02
36R-Residuo del settore 36	-5.12e-03	2.59e-02	-9.70e-03	-2.08e-02

Note: le stime di ciascuna colonna sono ottenute assumendo come universo gli SLL appartenenti a ciascuna singola macroregione. *Significatività*: \*\* indica una significatività statistica del 99 per cento, mentre \* indica una significatività statistica del 95 per cento.

ZAINF quando questo viene stimato separatamente in ciascuna macroregione italiana attraverso il modello Polya: a livello macroregionale diviene ancora più frequente che la distanza dalle infrastrutture di trasporto non risulti statisticamente significativa. Mentre il Nordest sembra ricalcare i risultati ottenuti a livello nazionale, nelle altre macroregioni la vicinanza alle infrastrutture non sembra influire sulla probabilità di localizzazione di impresa. Questo fatto appare suggerire la generale assenza di peculiarità settoriali rispetto ai costi di trasporto. Mentre invece i risultati macroregionali sono compatibili con l'idea le imprese non possano discriminare tra SLL sulla base della loro dotazione infrastrutturale, poiché un'ampia parte di essi ha dotazioni del tutto simili: cioè gli SLL sono troppo uniformemente distanti dalle infrastrutture perché vi sia significatività statistica del regressore DISTANZAINF.

Similmente, il fatto che CONSUMOPC diventi non significativo indica che, se «costrette» ad avvenire entro i confini macroregionali, le scelte localizzative

TAB. 6. Coefficienti di Spearman tra le elasticità marginali stimate per macroregioni

	POPOLAZIONE			<i>n</i>		
	Nordest	Centro	Mezzogiorno	Nordest	Centro	Mezzogiorno
Nordovest ( <i>p-valore</i> )	5.56e-01** (7.70e-03)	7.04e-01** (7.34e-04)	5.96e-01** (4.27e-03)	5.76e-01** (5.75e-03)	6.69e-01 (1.33e-03)	5.43e-01** (9.24e-03)
Nordest ( <i>p-valore</i> )	–	7.92e-01** (1.45e-04)	8.74e-01** (2.79e-05)	–	8.34e-01** (6.39e-05)	8.74e-01** (2.78e-05)
Centro ( <i>p-valore</i> )	–	–	7.84e-01** (1.69e-04)	–	–	8.71e-01** (2.92e-05)
	DISTRETTO			CORRELAZIONI MEDIE		
	Nordest	Centro	Mezzogiorno	Nordest	Centro	Mezzogiorno
Nordovest ( <i>p-valore</i> )	5.43e-01** (9.27e-03)	3.86e-01 (6.44e-02)	4.40e-01** (3.50e-02)	5.58e-01	5.86e-01	5.26e-01
Nordest ( <i>p-valore</i> )	–	5.57e-01** (7.60e-03)	4.91e-01* (1.85e-02)	–	7.28e-01	4.55e-01
Centro ( <i>p-valore</i> )	–	–	3.81e-01 (6.80e-02)	–	–	6.79e-01

Note: i coefficienti riportati in tabella possono variare tra –1 e 1. Valori significativi e maggiori di 0 indicano una correlazione positiva tra macroregioni, e viceversa. Le correlazioni medie nel riquadro in basso a destra sono le medie aritmetiche dei coefficienti di correlazione per i tre diversi regressori presi in esame. *Significatività*: \*\* indica una significatività statistica del 99 per cento, mentre \* indica una significatività statistica del 95 per cento.

non possono discriminare in base al consumo pro capite medio poiché esso è distribuito in modo relativamente uniforme tra i SLL che compongono la macroregione. Infatti, anche attraverso la figura 2 (pannello di sinistra) è possibile rilevare che la variabilità del consumo pro capite per SLL è maggiore sull'intero territorio italiano che sulle singole macroregioni. In parallelo, tutti quei regressori che avevano una significatività scarsa o nulla a livello nazionale mantengono lo stesso comportamento su scala macroregionale: in questo senso, i regressori PRODUTTIVITÀ, AREA e METROPOLI non servono ad operare un confronto tra macroregioni perché sono quasi sempre non significativamente diversi da zero a livello macroregionale. In definitiva, quindi, l'analisi comparativa si deve basare sulle economie di urbanizzazione così come misurate dall'elasticità marginale di POPOLAZIONE e sulle economie di localizzazione catturate dalla elasticità marginale di *n* e dalla variabile DISTRETTO.

In secondo luogo, è rilevante comprendere se la posizione *relativa* dei settori rispetto ai vari effetti marginali tenda a cambiare o a restare simile tra macroregioni. Ad esempio, se a un dato settore è associata la massima elasticità marginale per la variabile POPOLAZIONE nel Nordest, con quale probabilità si potrà verificare la stessa situazione nel Mezzogiorno? Per rispondere a questo tipo di domande si può calcolare il coefficiente di correlazione per ranghi di Spearman. Rispetto a ciascuna variabile e a ciascuna macrore-

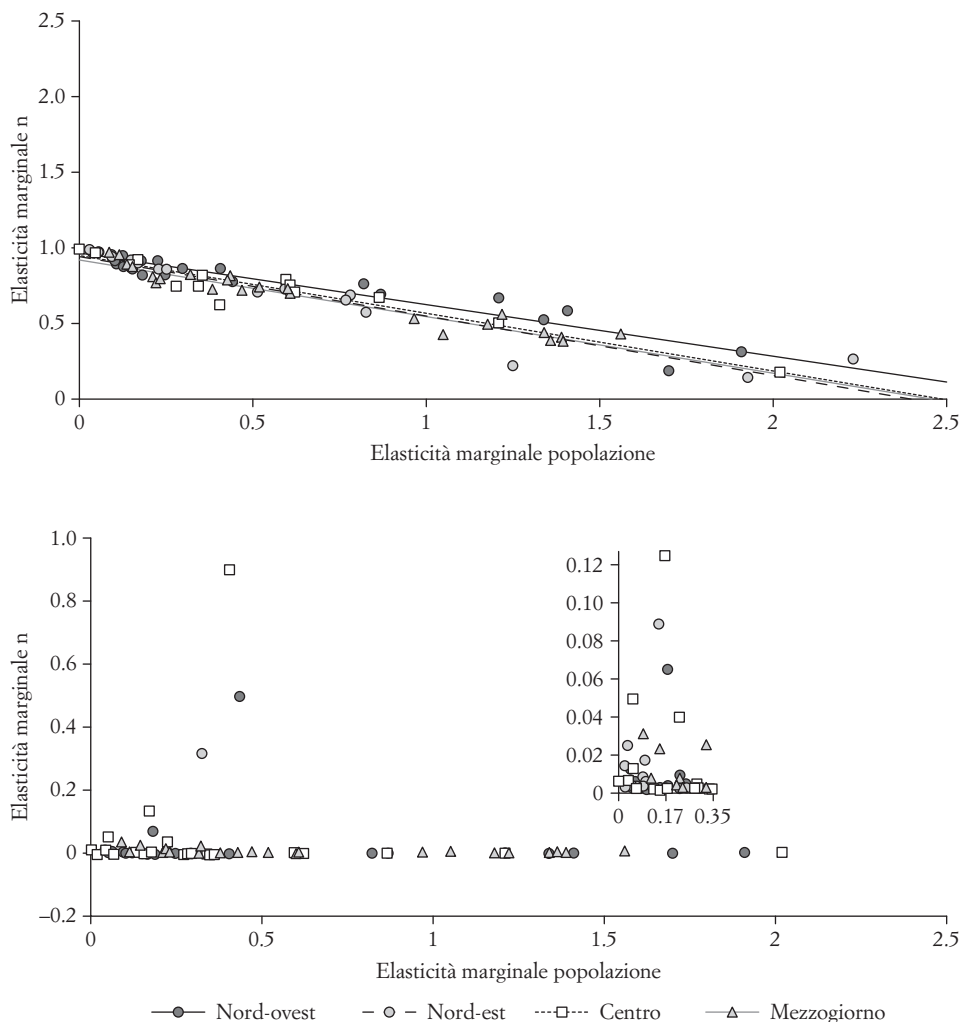
gione, viene attribuito un rango alle elasticità marginali stimate nei vari settori; dopodiché, si computa la correlazione tra i ranghi di ciascuna variabile tra le diverse macroregioni. Valori statisticamente significativi e positivi indicano che i settori aventi elasticità marginali relativamente più grandi in una macroregione tendono ad avere elasticità marginali relativamente più grandi anche nell'altra macroregione, e viceversa. La tabella 6 mostra i coefficienti di Spearman calcolati come appena descritto per le variabili *POPOLAZIONE*, *n* e *DISTRETTO*: i risultati segnalano un elevato grado di correlazione positiva tra le macroregioni. Quindi si può affermare che, in generale, le posizioni relative delle elasticità settoriali tendono a restare simili nelle varie macroregioni. Ciò nonostante, il grado di correlazione è sensibilmente inferiore per la variabile *DISTRETTO*, la quale risulta mediamente meno correlata tra macroregioni rispetto alle altre variabili considerate.

A questo punto, avendo appurato che le posizioni relative tra settori tendono a restare simili almeno per le variabili *POPOLAZIONE* e *n*, non resta che verificare se esistano differenze settoriali *assolute* tra macroregioni rispetto alla magnitudine delle elasticità marginali. La figura 5 permette di analizzare la forza delle varie elasticità marginali e le eventuali relazioni che intercorrono tra di esse attraverso opportuni grafici di dispersione: ciascun punto sui piani cartesiani ha come coordinate le stime del modello Polya delle elasticità marginali corrispondenti alle due variabili prese in considerazione sugli assi. Dalla figura 5 emergono una serie di fatti.

Il primo è che l'ordine di grandezza medio delle stime è stabile quando il modello Polya viene stimato a scale geografiche diverse; cioè, in media le elasticità marginali stimate sull'intero territorio nazionale hanno lo stesso ordine di grandezza delle elasticità stimate su scala macroregionale. Quindi, la metodologia qui proposta garantisce che le stime ottenute non dipendano dalla scala geografica prescelta, bensì dalle sole variazioni spaziali delle variabili prese in considerazione.

Il secondo fatto è che viene confermata anche su scala macroregionale la presenza di una correlazione negativa tra economie di urbanizzazione e di localizzazione. La figura 5 (pannello di sinistra) mostra che, in ciascuna macroregione, elasticità marginali relativamente più elevate di *n* tendono ad essere associate ad elasticità marginali relativamente più basse di *POPOLAZIONE*, e viceversa. A questa regolarità si aggiunge il fatto che anche i livelli delle elasticità marginali di *POPOLAZIONE* e *n* sono mediamente molto simili tra le diverse macroregioni; infatti, le linee dei minimi quadrati in figura 5 (pannello di sinistra) sono sostanzialmente sovrapposte per le varie macroregioni. L'unica parziale eccezione è il Nordovest, dove le elasticità marginali risultano mediamente più alte rispetto alle altre macroregioni. Spostando invece il confronto tra la scala macroregionale e quella nazionale, si nota che nelle macroregioni diminuisce leggermente il numero di settori in cui l'effetto mar-

FIG. 5. *Elasticità marginali nelle macroregioni italiane*



Note: ciascun punto sui piani cartesiani ha come coordinate le elasticità marginali del modello Polya, stimate su scala macroregionale con la specificazione (5).

ginale di  $n$  è superiore a quello di *POPOLAZIONE*. Mentre su scala nazionale questa situazione si verificava in 20 settori su 24, su scala macroregionale si registrano meno occorrenze simili: 17 per il Nordovest, 18 per il Nordest, e 15 per il Mezzogiorno (sono questi i punti a nord-ovest della bisettrice degli assi cartesiani – linea punteggiata – nel pannello di sinistra di fig. 5).

Infine, l'effetto localizzativo associato alla variabile *DISTRETTO* sembra essere *contestuale*. Cioè, oltre a non mantenere le posizioni settoriali relative

tra macroregioni, le elasticità marginali della variabile *DISTRETTO* non sono nemmeno correlate con le altre variabili, nè sono caratterizzate da livelli sistematicamente diversi per ciascuna macroregione. La figura 5 (pannello di destra) evidenzia questa condizione prendendo come esempio la relazione tra le elasticità macroregionali della variabile *POPOLAZIONE* e quelle della variabile *DISTRETTO*: oltre alla completa assenza di correlazione, si nota anche che non esistono differenze sistematiche nei livelli associati alle varie macroregioni. Al contrario, diversi dei punti identificati sul piano sembrano «fare storia a sé». La stessa situazione si verifica quando vengono poste in relazione le elasticità macroregionali della variabile *n* e quelle della variabile *DISTRETTO*, dove l'assenza di correlazione conferma nuovamente che le due variabili catturano effetti localizzativi diversi. In generale, questa fotografia è coerente con quanto detto precedentemente rispetto alle economie di distretto, ovvero che elementi contestuali come le istituzioni locali costituiscono una parte del vantaggio localizzativo da esse generato.

### 5.5. Confronto intertemporale

Gli effetti delle varie determinanti della localizzazione di impresa sono stati finora analizzati in un singolo istante temporale, il 2001, sotto l'assunzione che le distribuzioni osservate in quel momento corrispondessero a distribuzioni di equilibrio. In che misura questa assunzione è fondata? Oppure, visto in altri termini, qual è il grado di *persistenza* temporale delle forze che determinano la distribuzione spaziale delle imprese? La metodologia proposta qui permette di affrontare questi interrogativi confrontando le elasticità marginali stimate in due diversi istanti di tempo, che qui saranno il 1991 e il 2001. Il confronto intertemporale ricalca l'analisi comparativa già illustrata per le macroregioni: dapprima si valuta la persistenza delle posizioni relative dei settori tra il 1991 e il 2001, e successivamente si verifica la presenza di eventuali variazioni nei livelli delle elasticità marginali stimate per ciascun settore nei due anni.

Sfortunatamente, non tutti i dati disponibili per il 2001 sono reperibili anche per il 1991. Ne consegue che la specificazione del modello Polya utilizzabile per il confronto intertemporale delle elasticità marginali è necessariamente più grezza di quella adottata finora. Nello specifico, per il 1991 mancano i dati riguardanti il consumo e il valore aggiunto per SLL, il che costringe a variare la specificazione del modello sia per il 1991 che per il 2001. Quindi la specificazione di *c* che viene adottata per operare il confronto intertemporale si riduce a

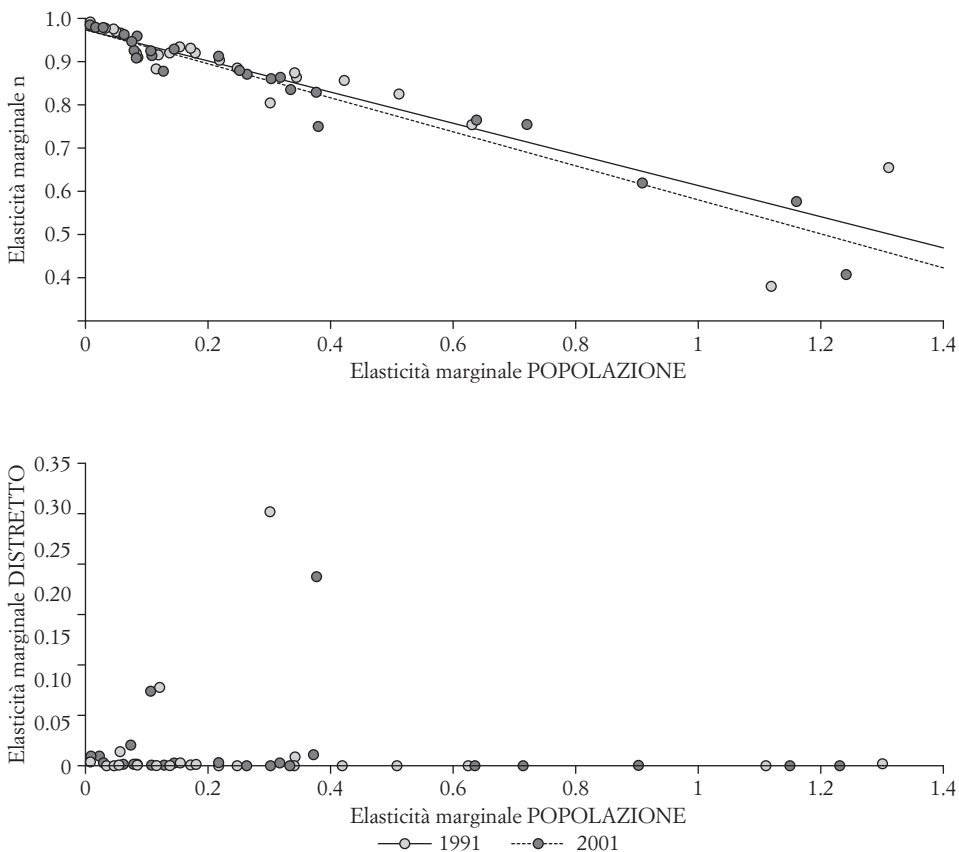
$$\begin{aligned} \log c(\beta, x_1) = & \beta_1 \log \text{POPOLAZIONE} + \beta_2 \log \text{AREA} + \\ & + \beta_3 \log \text{DistanzaINF} + \beta_4 \log \text{METROPOLI} + \\ & \beta_5 \log \text{DISTRETTO} + \beta_0 \end{aligned} \quad (7)$$

TAB. 7. Coefficienti di Spearman tra le elasticità marginali stimate per il 1991 e il 2001

	POPOLAZIONE	<i>n</i>	DISTRETTO	DISTANZAINF
correlazione 1991-2001 ( <i>p</i> -valore)	9.75e-01** (2.94e-06)	9.62e-01** (3.97e-06)	9.70e-01** (3.31e-06)	9.23e-01** (9.48e-06)

Note: i coefficienti riportati in tabella possono variare tra -1 e 1. Valori significativi e maggiori di 0 indicano una correlazione positiva tra anni, e viceversa. Le correlazioni medie nell'ultima colonna sono le medie aritmetiche dei coefficienti di correlazione per i tre diversi regressori presi in esame. *Significatività*: \*\* indica una significatività statistica del 99 per cento, mentre \* indica una significatività statistica del 95 per cento.

FIG. 6. Elasticità marginali nel 1991 e nel 2001

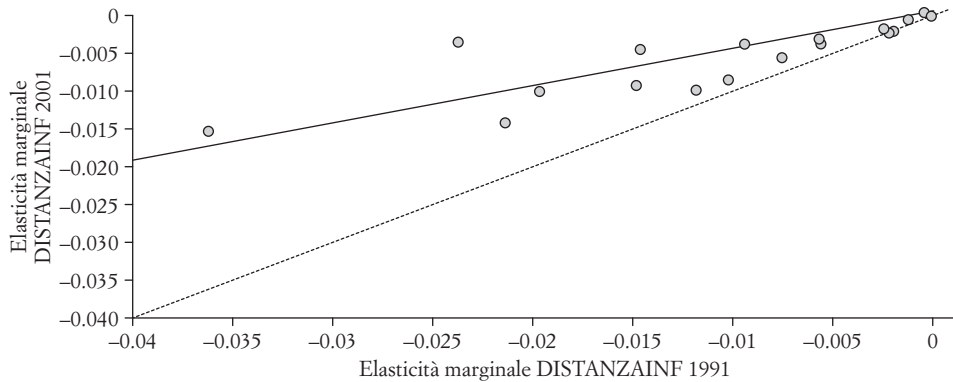


Note: ciascun punto sui piani cartesiani ha come coordinate le elasticità marginali del modello Polya, stimate su scala nazionale con la specificazione (7).

Usando la specificazione (7) nell'ambito del modello Polya, si può quindi procedere a stimare le elasticità marginali separatamente per il 1991 e il 2001.



FIG. 7. Elasticità marginali di DISTANZAINF nel 1991 e nel 2001



Note: ciascun punto sul piano cartesiano ha come coordinate l'elasticità marginali del modello Polya rispetto alla variabile DISTANZAINF. Le stime sono state fatte su scala nazionale con la specificazione (7). Per realizzare il grafico di dispersione e la retta di regressione sono stati espunti i tre *outliers* aventi un'elasticità marginale positiva rispetto alla distanza dalle infrastrutture di trasporto (questi casi sono già stati discussi nel paragrafo 5.2. di questo articolo).

Nell'ambito di questo esercizio econometrico l'universo di riferimento saranno tutti gli SLL che compongono il territorio italiano. Per ragioni di brevità non si riporterà qui la tabella con tutte le stime per i due anni in analisi, ma si provvederà piuttosto a sintetizzare opportunamente i risultati.

Il messaggio fondamentale che si ottiene dal confronto intertemporale è che esiste una fortissima persistenza temporale sia in termini relativi che assoluti. Da un lato, la tabella 7 mostra che le elasticità marginali stimate per ciascun settore nel 1991 hanno una correlazione di rango pressoché massima con le stime del 2001. In questo senso, le posizioni relative dei settori sono rimaste sostanzialmente immutate nel tempo. Dall'altro lato, la figura 6 mostra che anche i livelli assoluti degli effetti marginali sono rimasti mediamente molto stabili nel tempo, e la poca variazione registrata è sostanzialmente ascrivibile agli *outliers*.

L'unica eccezione è costituita dalle elasticità marginali della variabile DISTANZAINF. Pur mantenendo stabili le loro posizioni relative tra settori, le elasticità sono diminuite nel corso del tempo in termini assoluti. La figura 7 mostra il grafico di dispersione delle stime delle elasticità marginale di DISTANZAINF nel 1991 e nel 2001 e compara la retta di regressione dei minimi quadrati (linea piena) con la bisettrice del quadrante (linea punteggiata). Le coordinate a nord della bisettrice indicano che, nel 2001, la distanza degli SLL dalle infrastrutture di trasporto ha limitato la loro probabilità di attrarre impianti meno di quanto non sia avvenuto nel 1991. Come si può notare, nella figura 7 le coordinate cartesiane associate ai vari settori (ovvero all'elasticità

tà marginale di *DISTANZAINF* nei due anni) si collocano o sul confine della bisettrice o a nord rispetto ad essa. Nel corso del tempo, quindi, la vicinanza alle infrastrutture ha perso parte della capacità di attrarre la localizzazione di impresa che aveva in precedenza. Questo fatto è coerente con l'idea che, nel corso del tempo, il territorio italiano sia divenuto più omogeneo rispetto alla intensità infrastrutturale.

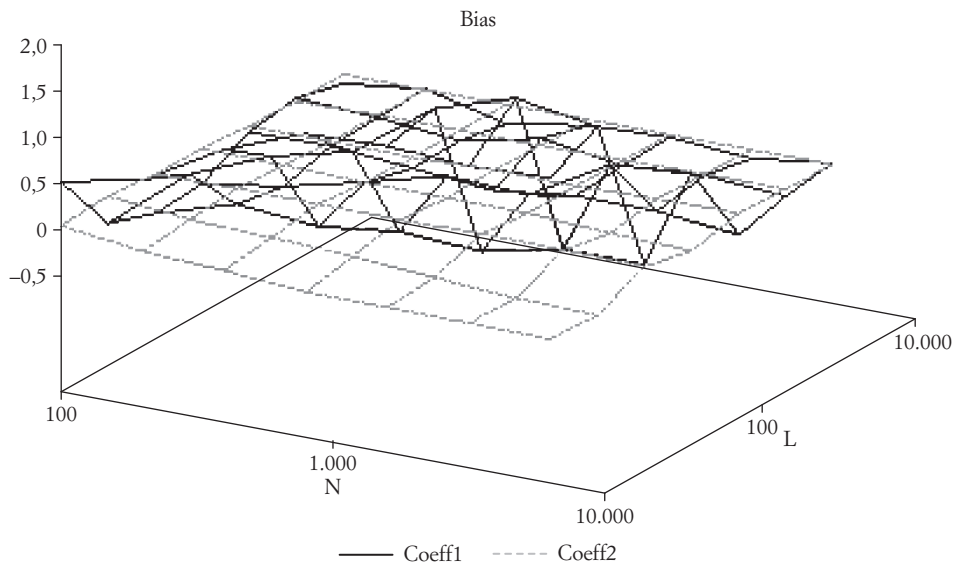
## 6. CONCLUSIONI

Il presente lavoro ha identificato, a livello settoriale, alcune delle determinanti nelle scelte localizzative di impresa e ne ha valutato il grado di persistenza tra macroregioni e nel tempo. Da questa indagine sono emerse alcune conclusioni significative. La prima riguarda la superiorità predittiva del modello con esternalità di localizzazione rispetto al modello in cui esse erano assenti praticamente per tutti i settori considerati. In secondo luogo, si è riscontrato quanto le economie di urbanizzazione siano diffuse e rilevanti nell'interesse dell'economia. In parallelo, però, è anche emerso che le economie di localizzazione detengono un effetto attrattivo della localizzazione di impresa spesso superiore rispetto alle economie di urbanizzazione. Questi tre risultati, quando considerati congiuntamente, portano a concludere che una spiegazione della struttura spaziale delle attività economiche non può prescindere dalle dinamiche tecnologiche che stanno alla base delle esternalità localizzative di settore.

Dall'analisi è emersa anche una suggestione riguardante le città e i distretti industriali. L'attrattività delle città attraverso le economie di urbanizzazione è parsa essere catturata quasi completamente da variabili economico-demografiche quali la popolazione e il consumo pro-capite. Questo risultato conferma le predizioni teoriche dei modelli citati nell'introduzione. Al contrario, per catturare appieno l'effetto localizzativo dei distretti è stato necessario ricorrere ad una variabile binaria, la cui forza è risultata essere molto eterogenea tra settori e macroregioni. Quindi, la dimensione contestuale della forza attrattiva esercitata dal distretto industriale porta a pensare che una parte significativa dell'«effetto distretto» non sia legata a generiche economie di localizzazione settoriale, ma piuttosto a condizioni prettamente locali e possibilmente istituzionali.

L'analisi ha inoltre messo in luce come la dotazione locale di infrastrutture di trasporto influenzi le scelte localizzative di impresa. Nella maggioranza dei settori la vicinanza di una località alle infrastrutture di trasporto ha un effetto marginale nullo sulla probabilità di attrarre imprese; in una minoranza di settori, invece, la vicinanza ad aeroporti, porti, strade e ferrovie favorisce la localizzazione di imprese. Complessivamente, però, l'effetto attrattivo delle

FIG. 8. *Distorsione delle stime al variare del numero delle imprese,  $N$ , e del numero di unità spaziali,  $L$ .*



Nota: simulazione Monte Carlo ottenuta con 1.000 repliche.

infrastrutture è risultato minore nel 2001 rispetto al 1991, e questo porta a pensare che vi sia stato un processo di omogeneizzazione della dotazione infrastrutturale locale.

Per concludere, i dati disponibili fino ad oggi non hanno permesso di spingere l'analisi più in là del 2001. Ora, l'avvicinarsi del nuovo censimento può sicuramente costituire un momento importante per spingere avanti di un passo la comparazione intertemporale svolta qui solo tra il 1991 e il 2001. È attraverso quel tipo di esercizio che si può comprendere quali siano le traiettorie che guidano l'evoluzione delle attività economiche nello spazio.

## APPENDICE

La coerenza del processo di stima utilizzato in questo lavoro è facilmente verificabile attraverso un'analisi Monte Carlo. Come si nota dalla Figura 8, la distorsione statistica nelle stime diminuisce con l'aumentare del numero di imprese totali nel settore,  $N$ , e con l'aumentare delle unità spaziali  $L$ . In particolare, la proprietà di coerenza asintotica delle stime ottenute per massima verosomiglianza inizia ad essere applicabile approssimativamente a partire da

TAB. 8. *Elasticità marginali stimate con il modello multinomiale (anno 2001)*

ATECO	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
15-Alimentari	1.12e+00**	-4.74e-03	-1.33e-03	3.29e-02**	-5.04e-03	9.87e-03**	9.96e+03
17-Tessile	1.77e+00**	1.40e-01**	1.61e-01**	2.04e-02	-4.14e-02	8.61e-01**	2.62e+04
18-Abbigliamento	2.19e+00**	7.57e-03	5.53e-02	-4.89e-03	-7.20e-02*	8.09e-02**	2.53e+04
19-Cuoi e prodotti di cuoio	1.45e+00**	1.72e-01**	3.43e-01**	2.56e-01**	2.18e-01	9.80e-01**	3.14e+04
20-Legno e dei prodotti del legno	1.06e+00**	5.05e-02**	-7.89e-03	-2.34e-02**	1.07e-04	7.37e-03**	1.24e+04
21-Carta e dei prodotti della carta	2.52e+00**	1.04e-01**	-2.66e-03	6.19e-03	-1.23e-02	6.86e-02**	3.71e+03
22-Editoria, stampa e riproduzione su supporti	3.06e+00**	1.68e-01**	-5.06e-03	-3.80e-02*	-3.39e-02	0.00e+00**	5.56e+03
23-Coke, raffinazione del petrolio e carburante nucleare	2.09e+00**	-3.40e-03	1.15e-01**	1.48e-01**	-6.35e-02	0.00e+00**	1.44e+03
24-Prodotti chimici e fibre artificiali	3.08e+00**	1.59e-01**	-3.99e-02*	-6.01e-02**	-1.27e-01**	1.24e-03**	3.88e+03
25-Gomma e prodotti plastici	2.68e+00**	1.00e-01**	3.63e-02	-5.71e-02**	-1.28e-01**	3.99e-02	7.11e+03
26-Prodotti minerali non metalliferi	1.21e+00**	9.56e-03	-9.34e-03*	2.47e-02*	-9.58e-03	2.01e-02**	1.44e+04
27-Metallurgia	2.73e+00**	6.68e-02**	3.53e-03	-4.47e-02	-9.60e-02*	4.57e-02**	3.79e+03
28-Fabbricazione e lavorazione dei prodotti in metallo	1.98e+00**	6.65e-02**	-4.79e-03	-4.77e-02**	-5.29e-02**	4.91e-02**	1.77e+04
29-Macchine e apparecchi meccanici	2.50e+00**	2.28e-01**	9.15e-03	-4.81e-02**	-1.45e-01**	4.56e-02**	1.31e+04
30-Macchine per ufficio, elaboratori e informatica	2.86e+00**	3.51e-02*	-5.6fe-02**	-2.43e-02	1.61e-02	1.11e-03**	1.94e+03
31-Macchine e apparecchi elettrici	2.82e+00**	1.41e-01**	-3.21e-02	-5.52e-02**	-1.01e-01**	3.27e-03	7.48e+03
32-Apparecchi radiotelevisivi e per le comunicazioni	2.48e+00**	1.20e-01**	-2.20e-02*	-1.37e-02	-6.37e-02**	1.13e-03**	3.72e+03
33-Strumenti di precisione	2.41e+00**	1.42e-01**	-2.62e-02**	-7.43e-03	-1.13e-02	4.32e-02**	7.66e+03
34-Autoveicoli, rimorchi e semirimorchi	2.79e+00**	-1.87e-02	-2.08e-03	-9.62e-02**	1.63e-01	0.00e+00**	3.06e+03
35-Altri mezzi di trasporto	1.50e+00**	2.04e-01**	-1.83e-02	3.87e-01**	-3.17e-02	0.00e+00**	6.55e+03
36 F-Mobili	1.94e+00**	1.61e-01**	4.23e-02*	6.83e-03	-6.86e-02*	4.69e-01**	1.65e+04
362-Gioielleria eoreficeria	1.93e+00**	9.11e-02*	-2.56e-03	6.95e-03	1.03e-01	1.38e+00**	8.74e+03
363-Strumenti musicali	1.77e+00**	3.46e-01**	6.47e-03	-7.05e-02	-1.86e-01*	9.62e-01**	1.81e+03
36R-Residuo del settore 36	2.48e+00**	1.73e-01**	-2.91e-02	-1.02e-02	2.42e-02	0.00e+00**	4.44e+03

*Variabili:* (1) Popolazione; (2) Area; (3) Consumo pro capite; (4) Produttività del lavoro; (5) Distanza media dalle infrastrutture di trasporto; (6) Area metropolitana (binaria); (7) Distretto industriale. *Significatività:* \*\* indica una significatività statistica superiore al 99 per cento, mentre \* indica una significatività statistica superiore al 95%.

*Nota:* i valori riportati in tabella sono stati ottenuti con la specificazione (5).

$N > 500$  e  $L > 100$ . Avendo 686 SLL in Italia, entrambe queste condizioni sono rispettate nelle stime svolte qui a livello nazionale, mentre  $N$  scende sotto la soglia di 500 unità a livello macroregionale solo per i settori più piccoli. Nel complesso, quindi, l'analisi Monte Carlo conferma la coerenza dei processi di stima qui operati.

## Riferimenti bibliografici

- Arthur W. (1990), *Silicon Valley' Locational Clusters: When Do Increasing Returns Imply Monopoly?*, in «Mathematical social sciences», 19, 3, pp. 235-251.
- Becattini G. (1987), *Mercato e forze locali: il distretto industriale*, Bologna, Il Mulino.
- Blume L., Brock W., Durlauf S., Ioannides Y. (2011), *Identification of Social Interactions*, in Benhabib J., Jackson M.O., Bisin A. (a cura di), *Handbook of Social Economics*, North Holland, Elsevier.
- Bottazzi G., Secchi A. (2007), *Repeated Choices under Dynamic Externalities*, in «LEM Working Paper», 2007-08, Scuola Superiore Sant'Anna.
- Bottazzi G., Dosi G., Fagiolo G., Secchi A. (2007), *Modeling Industrial Evolution in Geographical Space*, in «Journal of Economic Geography», 7, 5, pp. 651-672.
- Bottazzi G., Dosi G., Fagiolo G., Secchi A. (2008), *Sectoral and Geographical Specificities in the Spatial Structure of Economic Activities*, in «Structural Change and Economic Dynamics», 19, 3, pp. 189-202.
- Desmet K., Fafchamps M. (2006), *Employment Concentration across US Counties*, in «Regional Science and Urban Economics», 36, 4, pp. 482-509.
- Devereux M., Griffith R., Simpson H. (2004), *The Geographic Distribution of Production Activity in the UK*, in «Regional Science and Urban Economics», 34, 5, pp. 533-564.
- Dumais G., Ellison G., Glaeser E. (2002), *Geographic Concentration as a Dynamic Process*, in «Review of Economics and Statistics», 84, 2, pp. 193-204.
- Ellison G., Glaeser E. (1997), *Geographic Concentration in US Manufacturing Industries: A Dartboard Approach*, in «Journal of Political Economy», 105, 5, pp. 889-927.
- Ellison G., Glaeser E. (1999), *The Geographic Concentration of Industry: Does Natural Advantage Explain Agglomeration?*, in «American Economic Review», 89, 2, pp. 311-316.
- Isard W. (1956), *Location and Space-Economy: A General Theory Relating to Industrial Location, Market Areas, Land Use, Trade, and Urban Structure*, Cambridge (MA), MIT Press.
- Istat (1997), *I sistemi locali del lavoro 1991*, Roma.
- Istat (2001), *Ottavo Censimento generale dell'industria e dei servizi*, Roma.
- Istat (2006), *Atlante statistico dei comuni italiani*, Roma.
- Kim S. (1995), *Expansion of Markets and the Geographic Distribution of Economic Activities: The Trends in US Regional Manufacturing Structure, 1860-1987*, in «The Quarterly Journal of Economics», 110, 4, pp. 881-908.
- Klepper S. (2002), *The Evolution of the US Automobile Industry and Detroit as its Capital*, atti del 9th Congress of the International Joseph A. Schumpeter Society, Gainesville, Florida.
- Krugman P. (1991), *Increasing Returns and Economic Geography*, in «Journal of Political Economy», 99, 3, pp. 483-499.
- Losch A. (1940), *Die Raumlische Ordnung der Wirtschaft [The economics of location]*, Jena, Gustav Fisher.
- Marshall A. (1890), *Principles of Economics*, Londra, McMillan.
- Maurel F., Sédillot B. (1999), *A Measure of the Geographic Concentration in French Manufacturing Industries*, in «Regional Science and Urban Economics», 29, 5, pp. 575-604.

- Overman H., Duranton G. (2001), *Testing for Localization Using Micro-Geographic Data*, in «CEPR Discussion Paper Series», 3379.
- Sforzi F. (2000), *Il sistema locale come unità di analisi integrata del territorio*, in Gori E., Giovannini E., Batic N. (a cura di), *Verso i censimenti del 2000*, Milano, Franco Angeli.
- Sforzi F. (2001), *Distretti industriali e sistemi locali del lavoro 2001*, in Istat (a cura di), *Ottavo Censimento generale dell'industria e dei servizi*, Roma.
- Thunen J. (1826), *Der Isolierte Staat in Beziehung auf Landwirtschaft und Nationalökonomie* [*The isolated state*], Amburgo, Puthes.
- Unioncamere (2009), *Appendice statistica al Rapporto Unioncamere 2009*, Roma.