

Struttura produttiva e sviluppo regionale di lungo periodo in Italia *

GIULIO CAINELLI, RICCARDO LEONCINI e ANNA MONTINI

1. Introduzione

Nel corso degli anni '90 il nesso tra modello di specializzazione/ varietà della struttura produttiva e sviluppo locale di lungo periodo è stato al centro di un'intensa attività di ricerca sia teorica che empirica. L'idea alla base di questo filone d'indagine è che la concentrazione spaziale delle attività produttive e quindi la crescita economica di un'area geografica possano essere spiegate dall'operare di rendimenti crescenti connessi alla presenza di economie di scala interne alle singole unità produttive o da economie di agglomerazione esterne all'impresa, oltre che da fattori canonici quali la vicinanza ai mercati delle risorse o a quelli di sbocco, la presenza di più bassi costi (relativi) dei fattori produttivi e l'esistenza di incentivi e agevolazioni pubbliche (Rombaldoni e Zazzaro 1997). Nel caso di economie di scala interne all'impresa, la concentrazione geografica della produzione e quindi la crescita dell'area appare legata alla presenza di vantaggi connessi ad at-

□ IDSE-CNR, Milano; e-mail: cainelli@idse.mi.cnr.it;

IDSE-CNR, Milano; e-mail: leoncini@idse.mi.cnr.it;

Università degli Studi di Bologna, Dipartimento di Scienze Economiche, Bologna; e-mail: montini@spbo.unibo.it.

* Una versione precedente di questo lavoro è stata presentata con il titolo "Dinamica di lungo periodo del sistema industriale italiano. Un'indagine empirica (1911-1991)" alla XL Riunione Annuale della Società Italiana degli Economisti (SIE) tenutasi presso l'Università degli Studi di Ancona il 29-30 ottobre 1999. Gli autori desiderano ringraziare Gilberto Antonelli, Nicola De Liso, Moshe Syrquin e Roberto Zoboli per commenti, critiche e suggerimenti a precedenti versioni di questo lavoro. Un ringraziamento anche ai due anonimi *referees* di questa rivista per gli utili suggerimenti e le critiche che hanno consentito di migliorare notevolmente una precedente versione di questo lavoro.

tività produttive che, operando su vasta scala, possono beneficiare di minori costi unitari. Nel caso di economie esterne, invece, l'addensamento spaziale delle attività produttive è determinato dalla presenza di economie di agglomerazione che generano esternalità di tipo positivo per le imprese che operano in quell'area geografica. Nell'ambito di questa letteratura sono state identificate due diverse tipologie di economie di agglomerazione: le economie di localizzazione e quelle di urbanizzazione. In particolare, la presenza di specializzazione della struttura produttiva di un'area geografica è stata interpretata come l'indicazione dell'esistenza di economie di localizzazione, mentre la prevalenza di differenziazione della struttura produttiva – vale a dire, di varietà dell'ambiente economico produttivo – è stata interpretata da alcuni contributi (Glaeser *et al.* 1992; Henderson, Kuncoro e Turner 1995; Cainelli e Leoncini 1999; Combes 2000) come il segnale della presenza di economie di urbanizzazione. Nel primo caso, *spillovers* di conoscenza e/o processi di diffusione delle attività innovative si realizzano tra le imprese che operano nel medesimo settore produttivo generando esternalità intra-industriali, mentre nel secondo caso questi fenomeni si originano all'interno di un settore per poi diffondersi alle altre industrie del sistema locale.

A partire da questa impostazione di analisi sono stati realizzati nel corso degli ultimi anni diversi lavori di carattere empirico.¹ I risultati conseguiti non sono stati tuttavia univoci nel determinare il nesso tra modello di specializzazione/varietà della struttura produttiva e crescita economica a livello locale. In particolare, Glaeser *et al.* (1992) e Cainelli e Leoncini (1999) nel loro studio, rispettivamente, sulle aree metropolitane americane tra il 1956 e il 1987 e sulle province italiane tra il 1961 e il 1991 individuano una prevalenza delle economie di urbanizzazione, e quindi un ruolo della varietà produttiva nello spiegare la *performance* di un'area geografica. Per converso, Henderson, Kuncoro e Turner (1995) nel loro lavoro, sempre sulle aree metropolitane statunitensi tra il 1970 e il 1987, mostrano come le economie di urbanizzazione e quindi la differenziazione della struttura produttiva abbiano un impatto positivo soltanto sulla crescita dei settori ad alta tecnologia.

¹ Per lavori che si collocano in tale solco di indagine, anche se con approcci e metodologie differenti, si vedano per esempio Brugnoli e Fachin (2000), De Nardis (1997) e Paci e Usai (2000).

Collocandosi in tale filone di analisi, lo scopo di questo lavoro è duplice. In primo luogo, si intende analizzare l'evoluzione nel corso del XX secolo del modello di specializzazione/varietà dell'industria manifatturiera a livello regionale in Italia. Secondariamente, si vuole studiare, dal punto di vista econometrico, come la diversa struttura produttiva, identificata dai diversi modelli di specializzazione/varietà dell'apparato produttivo, possa spiegare la differente crescita dell'occupazione manifatturiera delle regioni italiane in un arco di tempo compreso tra il 1927 e il 1991.

Per poter sviluppare un'analisi di questo tipo è stato costruito un nuovo e originale *dataset* che, utilizzando informazioni tratte dagli otto censimenti industriali italiani condotti tra il 1911 e il 1991, ha consentito di ricostruire il livello dell'occupazione manifatturiera per 18 regioni² e 15 settori manifatturieri³ per gli anni 1911, 1927, 1937-40, 1951, 1961, 1971, 1981 e 1991. Questa operazione è stata contraddistinta da diversi problemi. Il più rilevante ha riguardato la comparabilità nel tempo delle classificazioni delle attività economiche adottate nei diversi censimenti. Per questa ragione, utilizzando l'Ateco del 1951 come classificazione di riferimento, si è proceduto alla costruzione di una tavola di raccordo che indica per le rilevazioni censuarie precedenti e per quelle successive al 1951 le classi e le categorie da aggregare per realizzare il confronto a livello regionale. La scelta dell'Ateco del 1951 come classificazione di riferimento – certamente un'ipotesi forte di questa ricostruzione statistica – trova giustificazione in due ordini di ragioni. Innanzitutto, i dati pubblicati dall'Istat (1955) per quell'anno sono caratterizzati da un livello di aggregazione più elevato rispetto a quelli successivi. Il maggior dettaglio delle classificazioni successive ha infatti permesso di costruire classi compatibili; la scelta di una base diversa avrebbe richiesto disaggregazioni e approssimazioni che avrebbero ridotto notevolmente la precisione delle singole sti-

² Piemonte, Liguria, Lombardia, Trentino Alto Adige, Veneto, Friuli Venezia Giulia, Emilia Romagna, Marche, Toscana, Umbria, Lazio, Campania, Abruzzi, Puglia, Basilicata, Calabria, Sicilia, Sardegna.

³ 1) Industrie alimentari e affini; 2) industria del tabacco; 3) industrie delle pelli e del cuoio; 4) industrie tessili; 5) industrie del vestiario, abbigliamento, arredamento e affini; 6) industrie del legno; 7) industrie della carta e della cartotecnica; 8) industrie poligrafiche, editoriali e affini; 9) industrie foto-fono-cinematografiche; 10) industrie metallurgiche; 11) industrie meccaniche; 12) industrie della trasformazione dei minerali non metalliferi; 13) industrie chimiche e affini; 14) industrie della gomma elastica; 15) industrie manifatturiere varie.

me e quindi il livello di confrontabilità nel tempo dei dati. In secondo luogo, questa scelta ha consentito di utilizzare i risultati del contributo di Chiaventi (1987), il quale ha proposto una serie di soluzioni ai problemi di standardizzazione dei censimenti industriali realizzati in Italia prima della seconda guerra mondiale. In particolare, Chiaventi ha presentato nel suo lavoro una tavola di raccordo delle classificazioni utilizzate nei censimenti industriali del 1911, del 1927 e del 1937-39, che impiega come base proprio il 1951. Lo sviluppo di una nuova tavola di raccordo che tiene conto di questi risultati precedenti, unitamente a una serie di altre ipotesi per le quali si rimanda a Cainelli e Stampini (2000), ci ha permesso di costruire il *dataset* impiegato nel lavoro.

L'articolo è organizzato nel modo seguente. Nel secondo paragrafo vengono discussi alcuni contributi teorici che hanno trattato il tema del nesso potenziale tra struttura produttiva, economie di agglomerazione e sviluppo locale di lungo periodo. Nel terzo paragrafo vengono invece presentate alcune analisi di carattere descrittivo finalizzate a identificare la presenza di eventuali "regolarità empiriche" nella crescita occupazionale e nel modello di specializzazione/varietà della struttura produttiva dell'industria italiana a livello regionale nel corso del Novecento. Nel quarto paragrafo sono illustrati i risultati di un esercizio econometrico finalizzato a saggiare il possibile impatto che questi differenti modelli di struttura produttiva hanno potuto esercitare sulla crescita manifatturiera a livello regionale nel periodo compreso tra il 1927 e il 1991. Il lavoro si conclude con alcune brevi riflessioni finali.

2. Struttura produttiva, economie di agglomerazione e sviluppo di lungo periodo di un'area territoriale: aspetti teorici

A partire dai contributi teorici di Krugman (Krugman 1991a e 1991b) si è sviluppato nel corso degli anni '90 un filone di letteratura – ben presto denominato con il termine di “nuova geografia economica” – che ha ripreso, utilizzando modelli teorici caratterizzati da solide fondazioni microeconomiche, concetti e risultati che erano stati sviluppati per primi da Crisaller (1933) e Losch (1940) nell'ambito del tradizionale approccio di analisi alla distribuzione spaziale delle attività

economiche. Tra le diverse tematiche affrontate da questo nuovo indirizzo di ricerca, una delle più rilevanti è certamente quella che si è focalizzata sull'analisi degli effetti delle economie di agglomerazione sulla localizzazione spaziale delle imprese e quindi sulla crescita dei sistemi locali. Dal punto di vista teorico, risultati di notevole rilievo sono stati conseguiti da Fujita e Krugman (1995), Fujita e Mori (1997 e 1999), che hanno sviluppato modelli nei quali si mostra come la varietà della struttura produttiva di attività non agricole può essere all'origine di fenomeni di agglomerazione dell'attività produttiva e quindi può stimolare processi di crescita. Risultati simili sono stati ottenuti da Abdel-Rahman (1988) e Rivera-Batiz (1988) che, sviluppando modelli di competizione monopolistica à la Dixit-Stiglitz, hanno mostrato come la varietà possa generare effetti agglomerativi. Per converso, in altri lavori (si veda, per esempio, Combes 1997 e Porter 1990) è stato suggerito come vi sia un nesso teorico tra specializzazione della struttura produttiva e sviluppo locale.

Accanto a questo filone di indagine teorica si è sviluppato, come si è già rilevato, un indirizzo di ricerca che ha studiato, dal punto di vista empirico, i potenziali legami che intercorrono tra economie di agglomerazione e crescita economica di un'area geografica (si vedano, tra gli altri, Glaeser *et al.* 1992; Henderson, Kuncoro e Turner 1995; Cainelli e Leoncini 1999 e Combes 2000). In questi contributi è stato esaminato il legame empirico che sussiste tra le economie di localizzazione, individuate dalla prevalenza di specializzazione della struttura produttiva, e quelle di urbanizzazione, identificate dall'esistenza di varietà dell'apparato produttivo, e lo sviluppo di un'area territoriale. L'idea che accomuna questi lavori è che la specializzazione produttiva possa spiegare la concentrazione geografica di un'industria e quindi la crescita del sistema locale in quanto, favorendo la trasmissione e lo scambio (esplicito o implicito) delle idee, delle informazioni e delle conoscenze, l'imitazione dei prodotti-processi innovativi e la mobilità dei lavoratori specializzati da un'unità all'altra tendono a incentivare gli *spillovers* di conoscenza tra le imprese. Esempi in questo senso non mancano: si pensi all'esperienza di aree come Silicon Valley, Route 128 negli Stati Uniti o al caso dei distretti industriali italiani. Per converso, la varietà della struttura produttiva stimola l'attivazione di processi agglomerativi e quindi incentiva lo sviluppo locale attraverso la fertilizzazione incrociata delle idee, delle informazioni e delle competenze, nonché dei prodotti e dei processi, tra i differenti settori del si-

stema locale. In questo caso le forze agglomerative sono il risultato della presenza di beni pubblici non specifici – come per esempio le infrastrutture e i servizi – di un ampio mercato e in particolare dell'esistenza di relazioni inter-industriali che operano come catalizzatori di circoli virtuosi nella trasmissione delle idee innovative, dei fattori e dei servizi. In questo senso, la varietà dell'ambiente produttivo è vista come un'importante risorsa alla quale l'impresa può liberamente accedere allo scopo di meglio sviluppare i processi innovativi. Esempi di questa tipologia di *spillover* possono essere rinvenuti nelle città intese come incubatori di industrie ad alta tecnologia o, con riferimento all'esperienza italiana, nei rapporti tra imprese che operano in differenti fasi di un processo produttivo. A questo proposito è utile segnalare i rapporti che si sono venuti instaurando tra industria alimentare e meccano-alimentare nella provincia di Parma o quelli tra produzione di piastrelle e settore meccano-ceramico nel distretto industriale di Sassuolo (Modena).

3. Crescita di lungo termine, specializzazione e varietà della struttura produttiva: alcuni fatti stilizzati

In questo paragrafo vengono presentate alcune analisi di carattere descrittivo finalizzate a identificare la presenza di eventuali "regolarità empiriche" nella crescita occupazionale e nel modello di specializzazione/varietà della struttura produttiva dell'industria italiana a livello regionale nel corso del Novecento. Prima di procedere in questa analisi, appare tuttavia utile segnalare il potenziale limite connesso all'utilizzo di una classificazione basata sulle regioni amministrative. È noto infatti che la scelta di un'appropriata unità di analisi costituisce un aspetto di notevole rilievo in indagini di questo tipo. In economia regionale vengono infatti generalmente utilizzate due diverse accezioni di "regione". La prima fa riferimento al principio di omogeneità e identifica il concetto di "regione" sulla base di aree geografiche contraddistinte da caratteristiche simili. La seconda invece fa riferimento al principio di integrazione funzionale e definisce le "regioni" sulla base della presenza di un nucleo e di una corrispondente area di influenza (Kim 1995). Tuttavia, come suggerisce Kim (*ibid.*, p. 884), «questi

due principi appaiono utili ma privi di fondamenta teoriche. L'unità regionale di analisi dipende verosimilmente dall'approccio teorico che si adotta». I contributi che hanno analizzato l'impatto dei diversi modelli di specializzazione/varietà della struttura produttiva sullo sviluppo locale hanno generalmente prescelto quale unità d'indagine le aree metropolitane (le cosiddette *Standard Metropolitan Areas*) per il caso statunitense (Glaeser *et al.* 1992; Henderson, Kuncoro e Turner 1995) o le "aree di occupazione" per il caso francese (Combes 2000). In altre parole, questi lavori hanno adottato un'unità d'indagine basata, almeno in teoria, sul principio dell'integrazione funzionale. In questo lavoro – come in Kim (1995) e Rombaldoni e Zazzaro (1997) – si è invece deciso di utilizzare il principio di omogeneità e quindi di adottare quale unità d'indagine la regione. È a questo livello che appare più probabile riuscire a catturare gli effetti prodotti dalle diverse forme di economie esterne in modo tale che «le economie esterne sono potenzialmente forti all'interno di una regione, ma lo sono assai meno tra regioni diverse» (Kim 1995, p. 884).

Alle motivazioni appena addotte occorre aggiungerne almeno altre due. La prima è che in questo modo si evita di ricorrere ad aggregati statistici come i "sistemi locali del lavoro", che presentano difficoltà concettuali e di misurazione empirica soprattutto in considerazione della lunghezza del periodo in esame. In particolare, nella definizione e misurazione dei "sistemi locali del lavoro" (d'ora in avanti SLL) il problema principale consiste nel fatto che sono enfatizzati gli elementi di "autocontenimento" piuttosto che la capacità di generare relazioni con un ambiente esterno la cui distanza ed estensione muta nel tempo. Nella realtà infatti ci troviamo di fronte a sistemi intrinsecamente aperti, non mutualmente esclusivi e fortemente mutevoli nel tempo. Per questa ragione, concentrarsi sulle componenti che esasperano la chiusura e l'esclusività delle interazioni rischia di deformare la realtà. La seconda ragione è che i confini degli SLL tendono a mutare nel tempo, rendendo pertanto ardua, se non impossibile, un'analisi empirica di lungo periodo. A titolo di esempio, basti pensare che

«nella versione riferita al censimento del 1991, l'algoritmo Sforzi-Istat identifica 784 SLL. Nella versione precedente gli SLL erano in numero maggiore (955); la riduzione del numero di aree (cioè l'incremento della loro dimensione media) riflette un ampliamento del raggio degli spostamenti giornalieri dovuto alla crescente mobilità della popolazione» (Cannari e Signorini 2000, p. 125).

Un'indagine di così lungo periodo che consente di abbracciare l'intero XX secolo può pertanto essere condotta soltanto sulla base di unità statistiche come le regioni, che per definizione non cambiano nel tempo e, se cambiano, possono essere ricostruite dal punto di vista statistico in modo omogeneo.

3.1. *Analisi dei tassi di crescita manifatturiera a livello regionale*

Dall'analisi dei tassi di variazione dell'occupazione manifatturiera a livello regionale (Tabella 1) emerge abbastanza agevolmente come, a fronte di tassi di variazione a livello italiano abbastanza simili, corrispondano differenti ricomposizioni geografiche, a cui in tutta evidenza corrispondono le diverse fasi di sviluppo del sistema manifatturiero italiano. Per esempio, prendendo in esame i primi due decenni, si nota che a livello aggregato i tassi di variazione sono praticamente identici. Tuttavia, nel primo caso si può notare come la composizione regionale sia decisamente polarizzata, con alcune regioni (Lombardia, Piemonte, Lazio e Toscana) che mostrano tassi di variazione elevati, a fronte di altre regioni con valori decisamente bassi se non negativi. Nel secondo caso, un analogo tasso di variazione è il risultato di una distribuzione più omogenea (a titolo di esempio, il coefficiente di variazione nel primo caso è pari a 9,1 mentre nel secondo è pari a 4,2).

A partire dal secondo dopoguerra, a fronte di tassi di variazione decrescenti nel tempo, anche se sempre elevati, il coefficiente di variazione relativo al periodo 1951-61, in cui si ha il tasso di variazione più elevato, 27,2%, risulta anch'esso il più elevato (15), e tale coefficiente rimane elevato anche in seguito (6,1 nel periodo 1961-71, e poi 8,1 nel decennio 1971-81). Negli anni '80 il tasso di variazione è negativo (-9,8%) e il coefficiente di variazione è più elevato. Ciò sembra testimoniare l'esistenza di un significativo grado di polarizzazione regionale del sistema manifatturiero italiano, e conferma che in Italia a partire dall'inizio del secolo si è avuta una crescita "squilibrata"; inoltre, un processo di convergenza relativa sembra essersi verificato soltanto tra le due guerre e negli anni '60.

TABELLA 1

TASSI DI VARIAZIONE DELL'OCCUPAZIONE MANIFATTURIERA
A LIVELLO REGIONALE

	1927/11	1937/27	1951/37	1961/51	1971/61	1981/71	1991/81	Tassi medi
Piemonte	35,1	16,3	2,6	34,7	13,5	-1,5	-19,6	10,0
Liguria	11,2	23,5	11,9	-15,4	-4,8	-3,3	-26,6	-1,8
Lombardia	38,8	16,9	30,6	9,3	10,4	2,8	-13,1	12,5
Trentino A.A.	...	22,4	-5,6	53,6	21,8	17,9	0,0	(14,3)
Veneto	17,2	28,9	-10,1	66,5	31,7	29,1	5,1	22,1
Friuli V.G.	21,9	11,7	-25,0	40,9	25,1	8,9	-6,1	9,1
Emilia Romagna	9,3	44,8	-20,9	94,5	30,3	35,1	-12,1	20,9
Marche	5,0	23,0	-19,2	62,0	52,0	53,2	-2,4	21,2
Toscana	22,9	19,9	-21,8	78,5	21,2	17,9	-16,2	13,7
Umbria	3,1	65,0	-42,4	62,3	36,3	39,2	-11,4	15,1
Lazio	24,3	37,1	53,3	-10,3	33,0	22,3	-8,7	19,5
Campania	-6,6	27,5	-22,6	42,9	11,4	29,9	-16,2	6,9
Abruzzi	-1,8	23,4	-6,6	21,1	27,0	67,5	15,1	18,9
Puglia	-12,7	53,9	-21,2	24,3	38,0	37,7	4,9	14,8
Basilicata	-0,6	22,4	2,4	-7,3	28,7	36,3	4,9	11,4
Calabria	-3,5	17,4	-2,9	0,3	-16,3	24,2	-4,3	1,3
Sicilia	14,5	3,4	-10,2	19,1	7,0	17,8	-8,7	5,5
Sardegna	16,9	40,0	-22,9	28,3	34,9	-5,8	50,1	17,5
Totale	22,8	22,4	3,8	27,2	17,9	15,2	-9,8	13,5

3.2. *Analisi della specializzazione e della varietà*

In questo paragrafo esaminiamo gli indicatori di specializzazione e di varietà. L'analisi di questi due indicatori è stata condotta prima attraverso un'ispezione grafica della loro dinamica nel tempo e poi facendo ricorso alla stima di matrici di transizione.

Gli indici di specializzazione e di varietà utilizzati nel lavoro sono stati formulati nel modo seguente. L'indice S_i^k è l'indice di specializzazione del settore i nella regione k :

$$S_i^k = \frac{l_{i,k}/l_k}{l_{i,I}/l_I}$$

calcolato confrontando la quota, in termini di addetti, del settore localizzato in una data area geografica con la medesima quota di quel settore calcolata a livello nazionale.

Per la stima dell'eventuale presenza di varietà nell'ambiente economico e industriale circostante il settore i viene utilizzato l'inverso di un indice di Herfindahl del tipo (Henderson, Kuncoro e Turner 1995)

$$V_i^k = \left(\frac{1}{\sum_j s_{j,k}^2} \right)$$

in cui $s_{j,k}$ è la quota, in termini di addetti, del settore j della regione k sul totale degli altri settori locali, escluso il settore j . Un aumento può essere interpretato come un decremento della concentrazione nell'ambiente esterno all'industria regionale j in questione, e dunque come un aumento della varietà della struttura produttiva in esame.

Una semplice esplorazione grafica mediante i *boxplots*⁴ dell'andamento temporale dell'indice di specializzazione (Figura 1) e dell'indice di varietà (Figura 2) per ripartizione geografica evidenzia sostanziali differenze sia a livello del singolo fenomeno analizzato sia a livello territoriale.

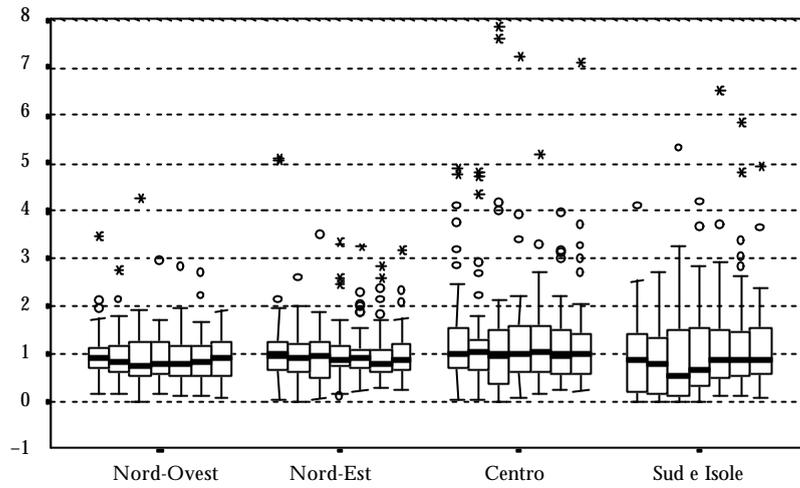
La specializzazione produttiva non mostra sensibili mutamenti nel tempo ma, se esaminata a livello di singola ripartizione geografica, ciò che colpisce è una variabilità molto più evidente nelle regioni centrali e nel mezzogiorno rispetto alle regioni settentrionali. La situazione risulta diametralmente opposta se prendiamo in esame la varietà: vi è infatti una chiara tendenza alla diminuzione nel tempo della varietà dell'ambiente economico-produttivo, anche se con un contemporaneo aumento della dispersione dei valori sia nelle regioni settentrionali sia in quelle centrali. I livelli mediani dell'indice indicano una maggiore varietà nel Centro rispetto sia al Nord-Est che al Nord-Ovest. Le

⁴ I *boxplots* o "grafici a scatola" costituiscono grafici riassuntivi basati sulla mediana, sui quartili e sui valori estremi. Questi grafici sono formati da scatole che contengono il 50% dei valori che cadono tra il 25° e il 75° percentile e da baffi, linee che si estendono dalla scatola ai valori più alto e più basso, escludendo i valori anomali. Una riga marcata attraverso la scatola indica la mediana. I valori anomali (cerchietti) e i valori estremi (asterischi) rappresentano casi con, rispettivamente, valori la cui distanza in lunghezze di scatola dal lato superiore o inferiore di questa è compresa tra 1,5 e 3 e valori distanti più di 3 volte la lunghezza di scatola.

regioni meridionali e insulari non sembrano invece registrare una rilevante influenza temporale.

FIGURA 1

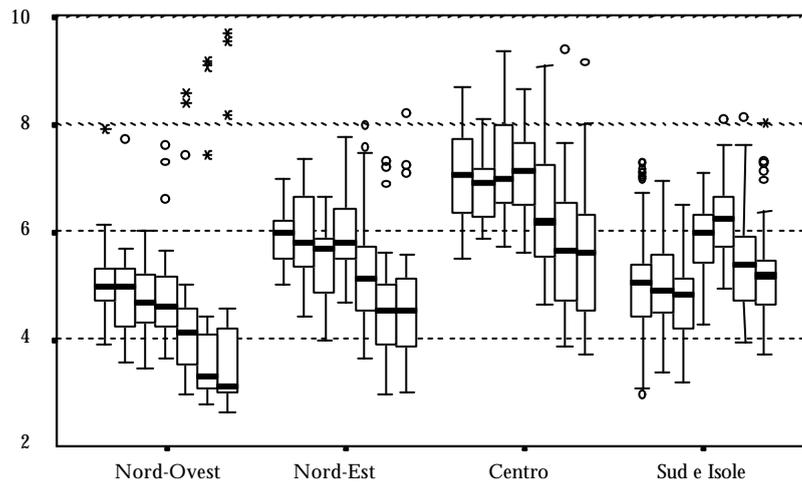
BOXPLOTS DEGLI INDICI DI SPECIALIZZAZIONE PER RIPARTIZIONE GEOGRAFICA DAL 1927 AL 1991*



* Ogni scatola rappresenta una rilevazione censuaria dal 1927 (prima a sinistra) al 1991.

FIGURA 2

BOXPLOTS DEGLI INDICI DI VARIETÀ PER RIPARTIZIONE GEOGRAFICA DAL 1927 AL 1991*



* Ogni scatola rappresenta una rilevazione censuaria dal 1927 (prima a sinistra) al 1991.

3.3. *Persistenza e mobilità nel modello produttivo italiano*

Quah (1993) ha recentemente proposto l'utilizzo delle matrici di transizione ai fini dell'analisi della mobilità delle unità economiche, relativamente a un indicatore di sintesi, all'interno di un certo numero di classi.

Se ad esempio indichiamo con F_t la distribuzione degli indici di specializzazione nel periodo t dei settori manifatturieri nelle regioni italiane, rilevati in occasione dei censimenti delle attività produttive a partire dal 1927, se ne può seguire l'evoluzione mediante:

$$F_{t+1} = M \cdot F_t \quad (1)$$

dove M è la matrice (da stimare) che trasforma una distribuzione nell'altra. M contiene l'informazione relativa al fatto che indici di specializzazione, ad esempio del tessile della Toscana e dell'Umbria o dell'alimentare del Trentino e dell'Abruzzo, i quali erano simili nel 1927, sono transitati successivamente verso classi di valori diverse. Come sottolinea Quah (1993), un'analisi attraverso medie o deviazioni standard delle distribuzioni non sarebbe sufficiente a rilevare i movimenti all'interno della distribuzione.

Seguendo Quah (1993), l'equazione 1 è simile a un modello autoregressivo del primo ordine, i cui valori sono però individuati da distribuzioni e non da scalari o vettori numerici. Come nei modelli autoregressivi, anche nel caso di F non vi sono ragioni che implicano necessariamente un processo del primo ordine o una relazione invariante rispetto al tempo. In ogni caso l'equazione 1 rappresenta il primo passo per analizzare le dinamiche⁵ di F_t ; M viene stimata mediante una suddivisione dell'insieme dei valori dell'indicatore utilizzato in intervalli che consentono di ottenere classi di dimensione uguale e fra le quali si calcolano le probabilità di transizione delle unità per tutti gli intervalli temporali considerati.

⁵ L'iterazione fornisce una previsione per le distribuzioni *cross-section* future:

$$F_{t+s} = (M \cdot M \cdot \dots \cdot M) \cdot F_t = M^s \cdot F_t \quad (2)$$

che, per s tendente a infinito, identifica la distribuzione di lungo termine dell'indicatore considerato. Fenomeni di convergenza, che non verranno analizzati in questo caso, possono emergere se la distribuzione F_{t+s} tende ad addensarsi in corrispondenza di un intervallo di valori ristretto (Quah 1993).

Le caratteristiche rilevanti di M vengono quindi descritte mediante una matrice di transizione $m \times m$ in cui ciascuna cella (j,k) rappresenta la probabilità che un'unità economica transiti, dal periodo t al periodo $t+1$, dalla classe j alla classe k . Ciascun valore (j,k) rappresenta, in sostanza, il numero dei passaggi dalla classe j alla k rapportato al numero delle unità che nella situazione iniziale si trovano nella classe j .

In questa analisi, poiché la distribuzione è stata suddivisa in pentili, la matrice di transizione è "a cinque stati" e ha dimensione 5×5 . In generale la suddivisione in percentili, al fine di individuare i valori che distinguono le classi di una matrice di transizione, corrisponde a ipotizzare l'esistenza di una distribuzione dei valori in classi di uguale numerosità nel lungo periodo che potrebbe variare o meno nei singoli intervalli temporali considerati; quanto più quindi i valori sulla diagonale sono vicini a 1, tanto maggiore è la "somiglianza" della distribuzione al tempo t a quella complessiva di lungo periodo. L'interpretazione dei dati elaborati mediante le matrici di transizione è semplice: il numero delle osservazioni contenuto in ciascuna classe nella situazione iniziale è indicato nella prima colonna (valori fra parentesi);⁶ i valori all'interno della matrice, letti per riga, indicano la probabilità che un'unità (nel nostro caso una combinazione regione-settore) trovandosi al tempo t , ad esempio, nella prima classe (prima riga) rimanga, al tempo $t+1$, nella prima classe (e quindi nella cella 1;1) o transiti verso una classe diversa (celle 1;2, 1;3, 1;4 o 1;5). I valori sulla diagonale principale quindi, se elevati, indicano persistenza, ovvero stabilità delle unità nelle medesime classi di partenza. Valori sulla destra della diagonale principale più elevati di quelli sulla sinistra, in corrispondenza delle classi centrali, segnalano una maggiore probabilità di avanzare verso le classi superiori piuttosto che di retrocedere e viceversa; in ogni caso, se i valori al di fuori sono superiori a quelli sulla diagonale principale, si ha mobilità. In altre parole, si ha persistenza quando le condizioni iniziali caratterizzano quelle future, mobilità quando a situazioni iniziali definite seguono modelli diversificati.

La matrice di transizione relativa agli indici di specializzazione in Italia dal 1927 al 1991 (Tabella 2) mostra un modello di specializza-

⁶ La leggera discrepanza fra il numero delle osservazioni contenute in ciascuna classe è dovuta al fatto che nel calcolo dei pentili sono stati considerati anche i valori del 1991, ultimo anno considerato, per il quale non sono naturalmente disponibili le transizioni al riferimento temporale successivo.

zione produttiva prevalentemente stabile nel corso del tempo con accentuati fenomeni di persistenza. Ciò tuttavia è più evidente nelle situazioni estreme di maggiore o minore specializzazione, il che indica che la condizione iniziale è tanto più caratterizzante della situazione futura quanto più è forte la specializzazione o la despecializzazione.

TABELLA 2

MATRICE DI TRANSIZIONE A 5 STATI DEI COEFFICIENTI
DI SPECIALIZZAZIONE NEI SETTORI MANIFATTURIERI
NELLE REGIONI ITALIANE DAL 1927 AL 1991

N. unità	Limiti intervallo				
	(< 0,4335)	(0,4335;0,7451)	(0,7451;1,0392)	(1,0392;1,4927)	(> 1,4927)
342	0,73	0,17	0,04	0,02	0,03
311	0,14	0,65	0,17	0,03	0,02
324	0,04	0,19	0,53	0,22	0,03
318	0,03	0,04	0,23	0,52	0,18
325	0,03	0,01	0,04	0,19	0,73

A livello di singola ripartizione geografica i fenomeni di persistenza si accentuano, soprattutto in corrispondenza delle classi estreme nelle regioni nord-occidentali e in quelle del Mezzogiorno, mentre si sfumano sensibilmente nelle regioni nord-orientali e centrali.⁷ L'analisi quindi, sembrerebbe mostrare una maggiore stabilità, in termini di specializzazione (o di despecializzazione), dei sistemi produttivi delle regioni del Nord-Ovest e del Mezzogiorno rispetto a quelle centrali e del Nord-Est. Queste ultime tuttavia sono state le aree del paese che hanno registrato, nel medesimo periodo, i maggiori tassi di crescita inter-censuari dell'occupazione manifatturiera: ciò sembra indicare che una più marcata persistenza di lungo periodo del modello di specializzazione produttiva non ha necessariamente costituito un punto di forza per lo sviluppo regionale. Non sempre, inoltre, la maggiore mobilità rilevata nelle matrici di transizione del Nord-Est e del Centro si è orientata verso un aumento della specializzazione indicando che è stata la mobilità e non l'aumento della specializzazione *tout court* a costituire un fattore di sviluppo di queste aree.

⁷ Le matrici di transizione - relative sia all'indice di specializzazione sia a quello di varietà - riferite alle singole ripartizioni geografiche sono omesse per ragioni di brevità; esse sono comunque disponibili su richiesta agli autori.

Dall'analisi dell'indicatore di varietà della struttura produttiva emerge che, a livello nazionale, la persistenza è meno evidente rispetto a quanto risulta nel caso della specializzazione seppure con alcuni casi limite (Tabella 3). Condizioni iniziali estreme (prima e ultima classe) – in corrispondenza di una minore e maggiore varietà – implicano infatti una maggiore probabilità di permanere nella medesima situazione di partenza. Le situazioni di varietà intermedia, invece, presentano una chiara tendenza alla mobilità verso strutture produttive con minore varietà.

TABELLA 3

MATRICE DI TRANSIZIONE A 5 STATI DELL'INDICE DI VARIETÀ NEI SETTORI MANIFATTURIERI NELLE REGIONI ITALIANE DAL 1927 AL 1991

N. unità	Limiti intervallo				
	(< 4,4543)	(4,4543;5,1046)	(5,1046;5,6818)	(5,6818;6,5062)	(> 6,5062)
283	0,72	0,17	0,07	0,04	
309	0,33	0,37	0,2	0,1	
318	0,11	0,37	0,33	0,15	0,03
352	0,01	0,14	0,28	0,34	0,24
358			0,07	0,32	0,61

A livello di singola ripartizione territoriale vi è forte discrepanza nella numerosità delle unità considerate con situazione iniziale compresa nelle classi definite,⁸ che riflette la diversità nei livelli medi dell'indice di varietà nelle ripartizioni geografiche rilevata anche nella figura 2. Nel caso del Nord-Ovest vi è infatti un forte addensamento delle unità nelle classi con i valori meno elevati (la prima e la seconda comprendono il 72% del totale) – e quindi con una minore varietà –, mentre nelle regioni centrali più dell'80% delle unità osservate si muove da una situazione iniziale ad alta varietà (quarta e quinta clas-

⁸ Al pari delle matrici di transizione calcolate per gli indici di specializzazione, anche nel caso degli indici di varietà i limiti degli intervalli considerati per le singole ripartizioni geografiche sono i medesimi definiti per il caso nazionale. Ciò consente, in primo luogo, un confronto delle diverse realtà utilizzando la medesima "scala" e, secondariamente, di esaminare come informazione rilevante anche la distribuzione della numerosità delle unità considerate nei singoli intervalli, la quale presenta in questo caso notevoli differenze fra ripartizioni geografiche. Per questa ragione, tuttavia, eventuali fenomeni di persistenza o mobilità corrispondenti a classi con un esiguo numero di casi vanno letti con cautela.

se). L'evidenza empirica mostra, considerando le sole classi estreme, una maggiore persistenza delle strutture produttive nei sistemi a minore varietà nel settentrione, mentre il Centro è più stabilmente ancorato a sistemi con maggiore varietà. In generale, tuttavia, le classi intermedie, sia al Nord sia al Centro, presentano un'elevata mobilità verso strutture produttive a minore varietà mentre non vi sono tendenze particolarmente definite per le regioni del Mezzogiorno.

4. L'analisi econometrica

Una "forma ridotta"⁹ che consente di saggiare empiricamente il possibile impatto che i diversi modelli di specializzazione/varietà delle strutture produttive esaminati nel paragrafo precedente hanno potuto avere sulla crescita dell'occupazione manifatturiera a livello regionale in Italia è costituita dalla seguente equazione:

$$\log \frac{l_{i,t+1}^k}{l_{i,t}^k} = \alpha + \beta \log(l_{i,t}^k) + \gamma S_{i,t}^k + \delta V_{i,t}^k + \phi D_i + \varepsilon_{i,k}$$

con $i=1, 2, \dots, 15$; $k=1, 2, \dots, 18$.

La variabile dipendente è costituita dal tasso di variazione dell'occupazione nell'industria i della regione k nel periodo $t, t+1$; $\log(l_{i,t}^k)$ è il logaritmo naturale del livello dell'occupazione, misurato in termini di numero di addetti, nel periodo t ; D_i è la variabile della domanda finale misurata tramite il tasso di crescita a livello nazionale dell'occupazione del medesimo settore; $S_{i,t}^k$ e $V_{i,t}^k$ sono rispettivamente – come si è già detto – l'indice di specializzazione e quello di varietà. Infine, con $\varepsilon_{i,k}$ si denota il termine d'errore, e si ipotizza che esso abbia le consuete proprietà statistiche.

⁹ Modelli teorici che sottendono tale "forma ridotta" sono stati proposti da Glaeser *et al.* (1992) e Henderson, Kuncoro e Turner (1995). In questi modelli il tasso di crescita dell'occupazione di un'industria a livello locale viene fatto dipendere dalle condizioni "iniziali" della stessa (livello di occupazione, salario, ecc.), da una componente nazionale della tecnologia, "catturata" dal tasso di crescita della domanda finale del settore a livello nazionale, e infine da una componente locale della tecnologia che incorpora invece le diverse forze agglomerative operanti in una data area geografica.

Questa specificazione ha il notevole vantaggio di fornire una stesura dei potenziali legami che intercorrono tra i diversi modelli di specializzazione e varietà delle strutture produttive, e quindi le diverse forme di economie di agglomerazione presenti in un'area geografica e la crescita di lungo termine della stessa.

L'analisi empirica è stata condotta utilizzando due diverse specificazioni del modello: una senza la variabile che dovrebbe "catturare" la domanda finale dell'industria a livello nazionale e una che invece include tale variabile. Il motivo per cui si è deciso di presentare entrambe le stime è che la *proxy* per la domanda finale – il tasso di variazione dell'occupazione dell'industria in esame a livello nazionale – costituisce, dal punto di vista interpretativo, un indicatore "debole" per rappresentare la dinamica della domanda aggregata. Questa grandezza potrebbe infatti misurare anche fattori di offerta quali, per esempio, i processi di diffusione nelle singole industrie delle innovazioni tecnologiche.

Dal punto di vista econometrico sono state realizzate, data la struttura *panel* del *dataset*, tre stime diverse di ciascuna delle due specificazioni. La prima è quella *pooled* OLS che non tiene conto per ciascuna delle industrie regionali degli eventuali effetti individuali non osservabili come, per esempio, la struttura del mercato locale o altre caratteristiche specifiche di questi settori. La seconda stima è quella a effetti fissi (EF) che ipotizza correlazione tra gli effetti individuali non osservabili delle singole industrie e le variabili esplicative del modello. Infine, la terza stima è quella a effetti casuali (EC), dove si assume che tale correlazione non sussista. La scelta tra la stima OLS e quella EF – vale a dire, la verifica dell'eventuale presenza di effetti individuali non osservabili – è stata realizzata utilizzando un test F, la cui ipotesi nulla è che gli effetti individuali non siano statisticamente significativi. La scelta tra la stima EF e quella EC è stata condotta con il test di Hausman, la cui ipotesi nulla è che la stima sia EC (Cardelicchio 1990).

L'analisi è stata condotta per l'intero intervallo di tempo preso in esame – 1991-1927 (Tabella 4) – e per il periodo del secondo dopoguerra 1991-1951 (Tabella 5).¹⁰ Questa scelta risponde sia a esigenze di

¹⁰ Seguendo il suggerimento di un *referee* abbiamo realizzato una stima per il periodo precedente la seconda guerra mondiale (1940-1927) per verificare se anche per questo intervallo di tempo il risultato ottenuto sia simile a quello ottenuto per i periodi 1927-91 e 1951-91. Da questa analisi, che naturalmente si discosta da quella presentata per la metodologia econometrica utilizzata (in questo caso è stata condotta una

carattere interpretativo che a esigenze di natura econometrica. Da un lato si è ritenuto utile confrontare l'intero periodo campionario, contraddistinto come è ben noto da vicissitudini di natura storico-politica assai varie, con un intervallo di tempo caratterizzato invece da una maggiore omogeneità nelle strutture economico-istituzionali e nelle variabili di contesto. Dall'altro lato l'analisi econometrica ha segnalato come il potere esplicativo del modello tendesse, negli anni compresi tra le due guerre mondiali, a diminuire in modo significativo. Ciò detto, va rilevato che i risultati ottenuti appaiono fondamentalmente simili. L'unica differenza sostanziale riguarda, come si è già rilevato, il valore del coefficiente di determinazione corretto, che nel primo caso non assume mai un valore superiore a 0,30.

Dall'analisi del test F emerge inoltre che gli effetti individuali non osservabili sono assai rilevanti, mentre l'esame del test di Hausman suggerisce di trattare gli effetti individuali come EF piuttosto che come EC. Va tuttavia segnalato che il passaggio a un modello *panel* EF non genera effetti statisticamente rilevanti sul segno dei coefficienti stimati, mentre in entrambi i casi aumenta significativamente il coefficiente di determinazione corretto.

Dal punto di vista economico, emerge che sia nella specificazione senza la variabile di domanda finale, sia in quella con i tre regressori utilizzati risultano statisticamente significativi. In particolare, dall'analisi congiunta di queste stime emergono tre aspetti di un certo interesse dal punto di vista interpretativo. Innanzitutto, la specializzazione della struttura produttiva non sembra essere stata uno dei fattori fondamentali nello spiegare la crescita delle industrie a livello regiona-

semplice regressione *cross-section* contro una stima *panel* dei casi precedenti), emerge un risultato molto più debole rispetto a quello ottenuto per gli altri due periodi. Nella specificazione senza la variabile che "cattura" la domanda finale dell'industria a livello nazionale, non risulta statisticamente significativo l'indicatore di specializzazione, mentre quello di varietà mostra un segno negativo, anche se il coefficiente è significativo soltanto al 10%. Per converso, nella specificazione con la variabile della domanda finale risultano significativi soltanto l'indicatore di specializzazione e quello di domanda finale. Inoltre il coefficiente di determinazione corretto assume un valore molto basso in entrambi i casi (0,03 nel primo caso e 0,09 nel secondo caso), a conferma del modesto potere esplicativo delle due versioni del modello. Ciò induce a pensare che i risultati ottenuti in questo lavoro abbiano una loro validità e robustezza soltanto per il periodo del secondo dopoguerra.

TABELLA 4

STRUTTURA PRODUTTIVA E CRESCITA OCCUPAZIONALE A LIVELLO REGIONALE IN ITALIA: STIME PANEL (ITALIA, 1927-91)

	OLS	EF	EC	OLS	EF	EC
Costante	1,100**	...	1,048**	0,932**	...	0,925**
Log (occupazione)	-0,075**	-0,071**	-0,073**	-0,064**	-0,068**	-0,066**
S	-0,173**	-0,187**	-0,179**	-0,173**	-0,186**	-0,178**
V	0,728**	0,130**	0,482*	0,591**	0,077**	0,398**
D	0,457**	0,276**	0,384**
N. osservazioni	1620	1620	1620	1620	1620	1620
R ² agg.	0,120	0,262	0,120	0,139	0,267	0,138
SER	0,737	0,675	0,737	0,729	0,672	0,729
F	...	2,155	2,049	...
		[0,000]			[0,000]	
Hausman		...	5,601		...	12,349
			[0,132]			[0,0149]

* significativo al 10%.

** significativo al 5%.

TABELLA 5

STRUTTURA PRODUTTIVA E CRESCITA OCCUPAZIONE A LIVELLO REGIONALE IN ITALIA: STIME PANEL (ITALIA, 1991-1951)

	OLS	EF	EC	OLS	EF	EC
Costante	1,632**	...	1,593**	1,464**	...	1,485**
Log (occupazione)	-0,115**	-0,121**	-0,117**	-0,110**	-0,121**	-0,114**
S	-0,171**	-0,180**	-0,174**	-0,161**	-0,176**	-0,164**
V	1,273**	0,353**	0,966**	1,019**	0,326	0,857**
D	0,574**	0,149*	0,442**
N. osservazioni	1080	1080	1080	1080	1080	1080
R ² agg.	0,253	0,557	0,252	0,293	0,409	0,291
SER	0,587	0,522	0,587	0,571	0,522	0,572
F	...	2,046	1,758	...
		[0,000]			[0,000]	
Hausman		...	7,194		...	45,952
			[0,065]			[0,000]

* significativo al 10%.

** significativo al 5%.

le in Italia; anzi, il suo effetto sarebbe stato di segno opposto.¹¹ In altri termini, dalla nostra analisi non sembra emergere un ruolo delle economie di localizzazione nello spiegare la crescita dell'occupazione manifatturiera a livello regionale in Italia. Una spiegazione del perché emerga un effetto negativo della specializzazione della struttura produttiva non è facile da trovare, anche a causa del fatto che le unità d'indagine utilizzate nell'analisi econometrica – la regione e il settore – sono abbastanza aggregate. Tuttavia, una prima spiegazione dell'effetto negativo della specializzazione produttiva – risultato peraltro riscontrato anche in altri lavori (Glaeser *et al.* 1992 e Cainelli e Leoncini 1999) – potrebbe essere sviluppata seguendo due diversi filoni interpretativi (Combes 2000). Il primo fa riferimento alla teoria del ciclo di vita dei prodotti/processi in base alla quale lo sviluppo di un'attività produttiva si può articolare in diversi stadi. Nelle prime fasi dello sviluppo, l'attività produttiva può essere localizzata in un numero limitato di aree geografiche, venendo in tal modo a configurare una situazione di specializzazione produttiva per quei sistemi locali caratterizzati dalla presenza di tale attività. In una fase successiva del ciclo di vita, si può invece attivare un processo di diffusione di tale attività in altre aree del sistema economico. Questo caso ha numerosi riscontri empirici nella storia dello sviluppo locale italiano. Si pensi a questo proposito a quei fenomeni di addensamento spaziale di talune competenze generate, per esempio, dalla presenza di una tradizione storica in quel tipo di attività, dalla fuoriuscita di manodopera specializzata da una grande impresa (Solinas 1992) o infine dalla presenza di scuole professionali particolarmente qualificate.¹² Tali fenomeni di ad-

¹¹ Va osservato che – come ha giustamente osservato un *referee* – l'indicatore di specializzazione potrebbe assumere valori molto elevati anche in presenza di un'unica grande impresa nella regione. Si tratta di un fatto noto alla letteratura di riferimento di questo lavoro, che sottolinea la differenza tra una struttura di mercato di tipo concorrenziale e una di tipo monopolistico (generalmente indicate come Schumpeter Mark 1 e Mark 2 in riferimento alla *Teoria dello sviluppo economico*, 1912, e a *Capitalismo, socialismo e democrazia*, 1942) nella generazione e trasmissione degli *spillovers*. Benché non sia stato possibile tenere conto della struttura di mercato per problemi di standardizzazione tra i diversi censimenti delle unità locali, si può tuttavia fare riferimento a un nostro precedente lavoro (Cainelli e Leoncini 1999) nel quale si mostra come una struttura di mercato concorrenziale abbia un ruolo fondamentale nella definizione delle tipologie di *spillover*.

¹² Si consideri per esempio il ruolo esercitato dalle scuole Aldini Valeriani nello sviluppo del sistema produttivo locale delle macchine automatiche di Bologna (Capecchi e Alaimo 1992).

densamento spaziale possono per l'appunto generare in una prima fase situazioni di specializzazione, che poi tendono con il tempo a venire meno con la diffusione spaziale di tali *assets*. La seconda linea interpretativa, che consente di offrire una spiegazione del perché le economie di localizzazione hanno avuto un ruolo negativo nello sviluppo locale, fa invece riferimento al fatto che un'elevata specializzazione produttiva di un'area territoriale può dare luogo a una notevole "rigidità" negli assetti organizzativi, nelle tecnologie e nelle competenze utilizzate e nelle dotazioni infrastrutturali dell'area in esame. Una flessione della domanda finale e/o uno spostamento verso tipologie di beni e servizi diversi da quelli prodotti nell'area specializzata può far sì, in presenza delle rigidità strutturali di cui si è appena detto, che il sistema locale si trovi nella condizione di dover imboccare un sentiero di declino.

Un'interpretazione alternativa alla precedente¹³ è che la relazione negativa tra specializzazione e crescita dell'occupazione indicherebbe l'esistenza di un processo di convergenza/diffusione della struttura occupazionale a livello settoriale. Va tuttavia rilevato che questa spiegazione non tiene conto del fatto che l'analisi econometrica della relazione tra crescita dell'occupazione e specializzazione è condotta tenendo conto del ruolo della varietà. In questo senso, se da un lato il coefficiente di specializzazione può indurre a pensare a un processo di convergenza dei livelli occupazionali, dall'altro lato la presenza contestuale di varietà sembra segnalare un parallelo processo di differenziazione delle strutture produttive. Risulta chiaro, comunque, che è opportuna una certa prudenza nell'interpretare questi risultati empirici.

Per quanto concerne la varietà delle strutture produttive e quindi la presenza di economie di urbanizzazione, dall'analisi econometrica emerge come tale variabile abbia avuto un ruolo di grande rilievo nello spiegare la crescita dell'occupazione manifatturiera a livello regionale in Italia.¹⁴ Si tratta di un risultato di una certa originalità rispetto alle tradizionali interpretazioni dello sviluppo locale italiano, secondo le quali questo si sarebbe realizzato in Italia soprattutto nell'ambito di strutture produttive contraddistinte da una forte specializzazione e da una marcata divisione del lavoro tra imprese. In queste

¹³ Questa interpretazione ci è stata suggerita da un *referee* della rivista.

¹⁴ Occorre tuttavia notare che nella stima EF della specificazione, che include la variabile della domanda finale, il coefficiente relativo alla varietà non risulta più statisticamente significativo.

strutture produttive la trasmissione delle idee, delle innovazioni e delle conoscenze “tacite” avrebbe assunto nella maggior parte dei casi il carattere di *spillovers* intra-industriali: vale a dire, di trasferimenti di *assets* intangibili e di forza-lavoro che si sarebbero realizzati tra imprese appartenenti allo stesso settore. Dal nostro lavoro emerge invece che gli *spillovers* si sarebbero realizzati tra imprese che operano in settori diversi, individuando nella diversificazione della struttura produttiva, e quindi nell’operare di economie di urbanizzazione, uno dei fattori cruciali per spiegare lo sviluppo a livello regionale dell’industria italiana. Questo risultato sembra confermare quelli ottenuti da Glaeser *et al.* (1992), che hanno identificato un ruolo della varietà per il complesso dei settori industriali presi in esame, mentre non appare coerente con i contributi di Henderson, Kuncoro e Turner (1995) e di Combes (2000), il quale «individua economie di urbanizzazione per industrie nuove ma non per settori maturi» (*ibid.*, p. 348).

Il terzo e ultimo punto riguarda la domanda finale, che risulta anch’essa statisticamente significativa. Si tratta di un risultato che enfatizza il ruolo sia della domanda interna (per esempio, della spesa per consumi delle famiglie) sia della componente esterna (i flussi di esportazione) quali fattori cruciali nell’attivazione dei processi di sviluppo locale. La rilevanza di questa variabile ha due interessanti implicazioni di carattere interpretativo. In primo luogo, questo risultato sembra suggerire il carattere “esogeno” di una quota significativa della crescita locale, con ciò confutando una “visione” – molto condivisa – che identifica nei fattori autopropulsivi provenienti dal basso uno dei fattori fondamentali che sembrano governare lo sviluppo di un’area territoriale. In secondo luogo, emerge un ruolo potenziale di politiche macroeconomiche di gestione della domanda aggregata quale elemento di stimolo e di attivazione dei processi di crescita a livello locale. È noto infatti che negli ultimi anni le politiche a favore dello sviluppo locale sono state condotte con strumenti e modalità di azione prevalentemente centrate sulla dimensione locale, sia per quanto concerne l’area d’intervento sia per quanto riguarda le istituzioni e le organizzazioni intermedie interessate. Il rilancio di un livello di governo nazionale delle politiche a sostegno della crescita locale appare pertanto, alla luce dei risultati di questo lavoro, un’ipotesi da prendere in considerazione.

5. Conclusioni

Il legame tra struttura produttiva e sviluppo locale ha costituito nel corso degli ultimi anni un tema di grande interesse della ricerca economica. L'idea che gli addensamenti spaziali delle attività produttive e quindi la crescita dei sistemi locali possano essere spiegati, oltre che dai tradizionali fattori localizzativi, anche dall'operare di rendimenti crescenti connessi alla presenza di economie di scala interne all'impresa o da economie di agglomerazione esterne alla stessa ha guadagnato notevoli favori tra i ricercatori impegnati nello studio dei fattori alla base dello sviluppo locale. Questo lavoro si inserisce per l'appunto in tale filone d'indagine. In particolare, si è tentato di analizzare l'impatto che i differenti modelli di specializzazione/varietà della struttura produttiva dell'industria italiana hanno esercitato sulla crescita dell'occupazione manifatturiera a livello regionale in un arco di tempo assai esteso, che copre l'intero processo di industrializzazione dell'economia italiana. Dall'analisi empirica emergono i seguenti risultati: 1) la struttura dell'industria italiana è stata caratterizzata nel periodo in esame da una notevole stabilità e persistenza nel tempo per quanto concerne il modello di specializzazione e da un sostanziale declino per quanto concerne la varietà; 2) la struttura produttiva a livello regionale sembra aver avuto un ruolo fondamentale nello spiegare la crescita dell'occupazione a livello locale, con ciò confermando il contributo delle economie di agglomerazione nei processi di concentrazione spaziale delle attività produttive e quindi nello sviluppo produttivo delle regioni italiane; 3) la varietà della struttura produttiva, e quindi la presenza di economie di urbanizzazione, sembra essere stata un fattore di grande rilievo nello spiegare la crescita di queste aree; 4) per converso, la specializzazione delle strutture produttive ha avuto un effetto negativo sulla crescita manifatturiera delle regioni italiane, confutando alcune delle opinioni più diffuse circa le determinanti dello sviluppo locale italiano.

In conclusione, riteniamo che, pur con tutti i limiti connessi all'utilizzo di unità di analisi come le regioni e i settori manifatturieri (a un livello di approssimazione a due cifre) e di una banca dati che è il risultato di una ricostruzione statistica, nonché di un ampio ricorso a *proxy* per misurare i fenomeni in esame, un lavoro come questo consente di gettare nuova luce su alcune caratteristiche dello sviluppo in-

dustriale a livello territoriale in Italia, ponendo l'accento su alcuni processi e legami generalmente trascurati dalla letteratura su questi temi.

BIBLIOGRAFIA

- ABDEL-RAHMAN H.M. (1988) "Product differentiation, monopolistic competition and city size", *Regional Science and Urban Economics*, vol. 18, pp. 69-86.
- ALAIMO A. e V. CAPECCHI (1992), "L'industria delle macchine automatiche a Bologna: un caso di specializzazione flessibile", in P.P. D'Attore e V. Zamagni, a cura di, *Distretti, imprese, classe operaia. L'industrializzazione dell'Emilia Romagna*, Franco Angeli, Milano, pp. 191-238.
- BAILEY N. (1964), *The Elements of Stochastic Processes*, John Wiley & Sons, London.
- BRUGNOLI A. e S. FACHIN (2000), "Concentrazione e diffusione: la geografia industriale italiana, 1981-1991", *Economia e Politica Industriale*, n. 107, pp. 103-27.
- CAINELLI G. e R. LEONCINI (1999), "Externalities and long-term local industrial development: some empirical evidence from Italy", *Revue d'Economie Industrielle*, n. 90, pp. 25-39.
- CAINELLI G. e M. STAMPINI (2000), "I censimenti industriali in Italia (1911-1991). Problemi di raccordo e alcune evidenze empiriche a livello regionale", *Quaderni di Ricerca IDSE-CNR*, n. 7, Milano.
- CANNARI L. e L.F. SIGNORINI (2000), "Nuovi strumenti per la classificazione dei sistemi locali", in L.F. Signorini, a cura di, *Lo sviluppo locale. Un'indagine della Banca d'Italia sui distretti industriali*, Meridiana Libri, Roma, pp. 123-51.
- CARDELICCHIO P.A. (1990), "Estimation of production behaviour using pooled microdata", *Review of Economics and Statistics*, vol. 72, pp. 11-18.
- CHIAVENTI R. (1987), "I censimenti industriali italiani 1911-1951: procedimenti di standardizzazione", *Rivista di Storia Economica*, vol. IV, pp. 119-51.
- COMBES P.Ph. (1997), "Industrial agglomeration under Cournot competition", *Annales d'Economie et de Statistique*, vol. 45, pp. 161-82.
- COMBES P.Ph. (2000), "Economic structure and local growth: France, 1984-1993", *Journal of Urban Economics*, vol. 47, pp. 329-55.
- CRISTALLER W. (1933), *Central Places in Southern Germany*, Prentice-Hall, New York.
- DE NARDIS S. (1997), "Fenomeni di persistenza e cambiamento nelle specializzazioni dei paesi industriali", *Rivista di Politica Economica*, n. 1, pp. 89-105.
- FUJITA M. e P. KRUGMAN (1995), "When is the economy monocentric? Von Thunen and Chamberlain unified", *Regional Science and Urban Economics*, vol. 25, no. 2, pp. 505-28.
- FUJITA M. e T. MORI (1997), "Structural stability and evolution of urban systems", *Regional Science and Urban Economics*, vol. 27, pp. 399-442.
- FUJITA M. e T. MORI (1999), "On the evolution of hierarchical urban systems", *European Economic Review*, vol. 43, pp. 209-51.

- GLAESER E., H. KALLAL, J. SCHEINKAMAN e A. SCHLEIFER (1992), "Growth in cities", *Journal of Political Economy*, vol. 100, pp. 1126-52.
- HENDERSON V., A. KUNCORO e M. TURNER (1995), "Industrial development in cities", *Journal of Political Economy*, vol. 103, pp. 1067-90.
- ISTAT (1955), "Classificazione delle attività economiche", *III Censimento generale dell'industria e del commercio*, allegato al vol. VIII (*Industrie metallurgiche e meccaniche*), Roma.
- KIM S. (1995), "Expansion of markets and geographic distribution of economic activities: the trends in U.S. regional manufacturing structure, 1860-1987", *Quarterly Journal of Economics*, pp. 881-908.
- KRUGMAN P. (1991a), *Geography and Trade*, MIT Press, Cambridge.
- KRUGMAN P. (1991b), "Increasing returns and economic geography", *Journal of Political Economy*, vol. 99, no. 3, pp. 483-99.
- LOSCH A. (1940), *The Economics of Location*, Yale University Press, Yale.
- PACI R. e S. USAI (2000), "The role of specialisation and diversity externalities in the agglomeration of innovative activities", *Rivista Italiana degli Economisti*, n. 2, pp. 237-68.
- PORTER M. (1990), *The Competitive Advantage of Nations*, Free Press, New York.
- QUAH D. (1993), "Empirical cross-section dynamics in economic growth", *European Economic Review*, vol. 37, pp. 426-34.
- RIVERA-BATIZ F. (1988), "Increasing returns, monopolistic competition, and agglomeration economies in consumption and production", *Regional Science and Urban Economics*, vol. 18, pp. 125-53.
- ROMBALDONI R. e A. ZAZZARO (1997), "Localizzazione delle imprese manifatturiere e specializzazione regionale in Italia: 1970-1990", *Rassegna di lavori dell'ISCO*, Anno XIV, n. 1, pp. 151-81.
- SCHUMPETER J.A. (1912, trad. it. 1971), *La teoria dello sviluppo economico*, Sansoni, Firenze.
- SCHUMPETER J.A. (1942, trad. it. 1967), *Capitalismo, socialismo, democrazia*, Etas, Milano.
- SOLINAS G. (1992), "Competenze, grandi imprese e distretti industriali. Il caso Magneti Marelli", *Rivista di Storia Economica*, n. 3, pp. 79-111.