

Dinamica di lungo periodo del sistema industriale italiano. Un'indagine empirica (1911-1991).

Giulio Cainelli*— Riccardo Leoncini[†]— Anna Montini[‡]

12 aprile 2000

Abstract

The investigation of long-term economic growth and structural change in an economic systems constitutes an issue with a long tradition in economics. The aim of this paper is to analyse, from an econometric point of view, the Italian manufacturing system during the XX century. In particular, using a quite large dataset based on Industrial Census, we deal with the following aspects: (i) the role of structural change, (ii) the role of convergence and /or persistence of the growth rates, and finally, (iii) the impact of measures of specialisation and of variety on economic growth. The main findings seems to support an idiosyncratic view of the Italian industrial development with respect to the well-established literature on the topic. In particular, two points emerge: the stability of the model of production specialisation along the period considered, and the role of variety of industrial environment as one of the leading factors in spurring local industrial growth.

*IDSE-CNR Milano.

[†]IDSE-CNR Milano. Corrispondenza: leoncini@idse.mi.cnr.it

[‡]Dipartimento di Scienze Economiche, Università di Bologna.

1 Introduzione

L'analisi della crescita di lungo termine e del mutamento strutturale di un sistema economico costituisce un tema che vanta un'antica e consolidata tradizione in economia politica. Soltanto negli ultimi anni questo approccio è stato esteso all'analisi dell'evoluzione nel tempo prima di ripartizioni territoriali e/o di regioni e poi, in uno sforzo di progressivo approfondimento, di sub-aree (aree metropolitane, città, ecc.) e di sistemi locali (distretti industriali, aree sistema, ecc.). Tuttavia, questo tipo di indagini raramente si è focalizzato su analisi che fossero simultaneamente sistematiche e di lungo periodo, privilegiando invece l'esame di casi di studio ed un orizzonte di breve/medio periodo. Questo contributo, aggiungendosi ad indagini precedenti che si sono poste l'obiettivo di colmare (almeno parzialmente) questi limiti, si propone di esaminare, sul piano empirico, la dinamica di lungo periodo ed i processi di mutamento strutturale che hanno interessato il sistema manifatturiero italiano a livello nazionale e regionale nel periodo 1911-1991.

Più in particolare, il lavoro si articola in tre parti: (i) l'indagine del cambiamento strutturale; (ii) l'identificazione di (eventuali) processi di convergenza e/o persistenza nei sentieri di crescita dell'occupazione manifatturiera; (iii) l'analisi del potenziale ruolo che la specializzazione e/o la diversificazione della struttura produttiva hanno avuto sulla dinamica di lungo termine dell'industria italiana.¹

Per quanto concerne il primo aspetto, viene sviluppata un'analisi descrittiva delle principali caratteristiche assunte dal processo di cambiamento strutturale del sistema industriale italiano nel corso del XX secolo. L'analisi è condotta sia a livello nazionale che regionale, ed è tesa ad evidenziare, da un lato, il mutamento strutturale come risultato del forte cambiamento nel peso relativo dei settori e, dall'altro, l'estrema stabilità nel tempo del modello di 'specializzazione produttiva' dell'economia italiana. Inoltre, viene evidenziato come il sistema manifatturiero italiano presenti un elevato grado di polarizzazione regionale, per lo più persistente, a testimonianza di un processo di crescita squilibrato. Un processo di 'convergenza relativa' si registra infatti soltanto negli anni del boom economico, mentre, a partire dagli anni '70, il processo di divaricazione riprende.

Il secondo filone sviluppa un'analisi dei fenomeni di convergenza e/o di persistenza nei sentieri di sviluppo di lungo periodo in Italia. L'indagine che si basa sia sulla stima di alcuni test statistici per la verifica delle ipotesi di convergenza che sulla stima di matrici di transizione (catene markoviane discrete) è finalizzata all'individuazione delle proprietà dinamiche dei tassi di crescita dell'occupazione nei diversi periodi presi in esame. L'idea è quella di valutare sia le eventuali caratteristiche di convergenza del processo di sviluppo dell'industria italiana sia

¹Si veda l'Appendice A.3 per la definizione di specializzazione e varietà.

il potenziale peso che la ‘storia’ ha assunto — attraverso i meccanismi di persistenza delle condizioni storiche iniziali — nel processo di industrializzazione del sistema economico italiano.

Infine, nella terza parte, si procede all’esame delle diverse modalità con cui nel corso dello sviluppo di lungo periodo le imprese italiane hanno saputo e/o potuto beneficiare dei processi di specializzazione e/o diversificazione della struttura industriale. Si tratta di un approccio di analisi che si basa sul ruolo che le esternalità dinamiche possono esercitare nei processi di agglomerazione e quindi di crescita economica dei sistemi locali. È noto infatti che le esternalità risultano dalla presenza di reti di relazioni formali ed informali e dalla conseguente generazione sia volontaria che involontaria dei relativi spillover di conoscenza. Questi ultimi che sono il risultato del complesso di relazioni che si realizzano attraverso lo scambio di conoscenze, l’imitazione dei prodotti-processi e la mobilità di lavoratori specializzati sono alla base della generazione di esternalità positive che costituiscono uno dei punti di forza fondamentali delle relazioni di tipo distrettuale (Brusco, 1989; Becattini, 1987; Brusco e Paba, 1997) di fronte alle pressioni ‘esogene’ determinate dall’ambiente (Becattini e Rullani, 1993). Dal punto di vista della struttura produttiva, gli spillover si possono realizzare tra imprese che appartengono alla stessa industria o tra imprese che appartengono ad industrie diverse. Nel primo caso (spillover intra-industriali) si assume che la densità delle relazioni formali ed informali tra le diverse imprese di un comparto possa essere catturata dal grado di specializzazione dello stesso ², mentre nel caso di spillover inter-industriali si fa riferimento alla varietà dell’ambiente economico-produttivo. Infatti, in quest’ultimo caso, un ambiente stimolante può determinare la fertilizzazione incrociata delle idee tra i diversi settori, favorendo in tal modo l’innovazione e la crescita. Nel lavoro questa analisi si sviluppa (attraverso l’impiego di metodologie econometriche di tipo panel) e ciò allo scopo di identificare il potenziale impatto che indicatori di esternalità (specializzazione della struttura produttiva e varietà dell’ambiente industriale) possono aver avuto sulla crescita di lungo periodo dell’industria italiana.

Dal punto di vista empirico, le analisi sviluppate in questo lavoro sono state rese possibili grazie al nuovo ed ampio dataset dell’IDSE-CNR (IDSE, 1999), con il quale si è tentato, a partire dalle informazioni contenute negli otto censimenti industriali italiani, di ricostruire il livello dell’occupazione manifatturiera per 18 regioni e 15 settori per i seguenti anni: 1911, 1927, 1937-40, 1951, 1961, 1971, 1981 e 1991. ³

²In realtà nella letteratura sulle esternalità dinamiche gli spillover intra-industriali sono distinti a seconda della struttura di mercato all’interno del quale sono generati: vale a dire, concorrenza v.s. monopolio (Glaeser *et al.*, 1992). Nel nostro lavoro tuttavia non siamo in grado di discriminare tra queste due forme di mercato, poiché non è stato possibile ricostruire per un intervallo di tempo così esteso il numero delle unità locali e/o delle imprese. Questo dato è infatti necessario per calcolare l’indicatore relativo alla struttura di mercato.

³Per maggiori dettagli sulle ipotesi adottate e sulle procedure utilizzate per la costruzione del dataset si rinvia a Cainelli e Stampini (1999a e 1999b).

2 Cambiamento strutturale e sviluppo di lungo periodo

In questa sezione verranno presentate alcune prime evidenze descrittive delle peculiarità che hanno caratterizzato lo sviluppo industriale italiano a partire dal 1911, nel tentativo di fornire un quadro d'insieme il più possibile dettagliato all'analisi successiva.⁴

L'occupazione nel settore manifatturiero è passata da 2.245.577 addetti nel 1911 a 5.503.266 nel 1991 con un tasso composto di crescita per decennio del 13,7% (Tabella 1). Tuttavia, analizzando i vari decenni, si scoprono significative differenze. Il periodo che ha visto la crescita maggiore è quello del cosiddetto boom economico fra il 1951 e il 1961 (+27,2%), mentre il periodo degli anni '80 è l'unico caratterizzato da un segno negativo (-9,8%), che significa un tasso di crescita medio annuale per il decennio pari a -1,47%. Il tasso di variazione dell'occupazione positivo più basso è quello a cavallo della seconda guerra mondiale (3,8%).

Per quanto riguarda la composizione percentuale, si nota innanzitutto la perdita di peso del settore tessile che passa da 511.366 addetti nel 1911 a 373.933 nel 1991, cioè dal 22,8% dell'occupazione totale nel 1911 al solo 6,8% nel 1991, con un tasso di decremento medio per decennio pari a -4,4%. Il settore meccanico, invece, ha visto passare gli addetti da 375.005 nel 1911 a 2.215.950 nel 1991, con un incremento medio per decennio pari al 28,9%, e pesa nel 1991 per ben il 40,3% dell'occupazione totale manifatturiera.

Questo tipo di mutamento strutturale è ancora più evidente se si considerano insieme il settore tessile e quello del vestiario, la cui quota sul totale degli addetti passa da 15,3% a 11,6% nel 1991. Il meccanico diventa perciò il settore con il maggior numero di addetti a partire dal periodo precedente la seconda guerra mondiale, e nel 1961 lo diventa anche rispetto ai settori tessile e vestiario considerati congiuntamente.

Un secondo elemento riguarda il settore alimentare, che registra 309.253 addetti nel 1911, pari ad una quota sul totale del 13,8%. Il tasso di crescita composto nei vari decenni è positivo (+3,6%), ma decisamente al di sotto della media del totale manifatturiero. Per questo motivo, nel 1991 la sua quota sul totale degli addetti risulta essere quasi dimezzata (7,2%). Anche in questo caso, la dinamica di questo settore è evidente se analizzata periodo per periodo. Infatti, si nota una decisa flessione nel periodo a cavallo della seconda guerra mondiale, una seconda importante flessione nel periodo del boom economico fra il 1961 e il 1971, ed una ulteriore nell'ultimo decennio. Sembra evidente che le tre flessioni abbiano dinamiche, modalità e soprattutto cause differenti. In particolare, va notato che negli anni '60 il processo di ammodernamento del sistema produttivo italiano ha comportato l'espulsione di manodopera da parte di settori 'tradizionali', meno attrezzati a sfruttare le possibilità offerte dal rapido sviluppo tecnologico.

⁴Per un'analisi di statistica descrittiva maggiormente dettagliata, si veda Cainelli e Leoncini (1999a).

Tabella 1: Tassi di variazione dell'occupazione manifatturiera per settori

	1927/11	1937/27	1951/37	1961/51	1971/61	1981/71	1991/81	CAGR
Alimentari	0,4	52,9	-24,6	10,9	-6,7	16,6	-8,2	3,6
Tabacco	-2,6	126,7	20,7	-52,4	-20,4	-11,2	-6,1	-2,4
Pelle	17,8	13,5	4,3	32,1	13,9	45,3	-7,5	16,0
Tessile	25,9	-6,1	7,2	-7,6	-9,3	-8,8	-24,4	-4,4
Vestiario	39,3	-3,4	-10,2	24,1	14,6	14,7	-5,3	9,3
Legno	5,4	-0,2	2,4	32,7	4,0	12,1	-8,6	6,2
Carta	23,6	17,6	5,2	42,6	11,0	6,3	-10,9	12,6
Editoria	24,0	23,4	9,3	43,9	26,5	31,0	4,7	22,7
Cine-fono	127,7	36,8	6,4	102,0	9,0	32,8	17,0	41,4
Metallurgia	106,5	16,7	45,8	27,5	28,1	3,2	-29,7	22,6
Meccanica	28,4	74,7	9,4	49,7	39,5	26,8	-9,0	28,9
Non-metalli	-10,2	19,9	-2,0	58,4	3,2	2,1	-17,1	5,6
Chimica	38,3	87,4	45,3	23,9	19,6	-0,6	-12,4	25,3
Gomma	482,0	63,4	68,5	19,6	61,2	2,0	36,5	71,2
Altro	281,8	-0,5	29,8	89,5	60,0	28,1	-1,4	52,2
Totale	22,7	23,6	3,8	27,2	17,9	15,2	-9,8	13,7

Nota: CAGR: Compounded Annual Growth Rate, 1911-1991.

Infatti gli unici tre settori a mostrare variazioni negative dell'occupazione sono l'alimentare, il tabacco ed il tessile.⁵

Tassi di variazione molto positivi sono invece mostrati da settori a contenuto innovativo più elevato, e che quindi hanno potuto beneficiare dei mutamenti tecnologici, organizzativi e di mercato, quali gomma (che mostra il tasso di variazione composta più elevato, 71,2%), cine-foto-fono, chimica (che mostra un ovvio salto in termini di addetti a partire dalla seconda guerra mondiale), editoria, oltre alla già citata meccanica ed alla metallurgia. Tutti questi settori mostrano tassi di variazione composti superiori al 20%.

Infine, si può notare la notevole stabilità della 'specializzazione produttiva' del sistema industriale italiano in termini di tipologie settoriali: i primi cinque settori, in termini di quota degli occupati sul totale, sono gli stessi (anche se con diverso ordine) in tutti gli otto perio-

⁵Naturalmente il settore alimentare ha risentito di meno degli altri di queste dinamiche sfavorevoli: tabacco e tessile mostrano variazioni negative per tutti i quattro decenni del dopoguerra e sono gli unici due settori che dal 1911 hanno evidenziato una diminuzione della quota sul totale pari o superiore a due terzi.

di considerati. Nel 1911, nell'ordine, tessile, meccanica, vestiario, alimentari e legno coprono l'80% degli addetti, mentre nel 1991, pur con una quota calante, meccanica, vestiario, legno, alimentari e tessile coprono il 73% del totale. Va tuttavia sottolineato che questo dato va interpretato in termini di macroaggregati, e non di settori in senso stretto, dato che, come già detto, la classificazione di riferimento è quella del 1951 e quindi non tiene conto della mutata composizione interna dei macroaggregati, oppure dello sviluppo autonomo di certi settori da un certo periodo in poi. Risulta quindi ovvio che la meccanica nel 1991 inglobi nuovi settori che non erano presenti nel 1951 e tantomeno nel 1911.

A questo proposito si è deciso di 'esplodere', in termini dell'ATECO 91, l'aggregato 3.11 (industrie meccaniche) per l'anno 1991, e ciò allo scopo di studiare la composizione dello stesso alla luce dell'ultima classificazione delle attività economiche. Da questa analisi è emerso che due settori tendono a prevalere in questo aggregato, vale a dire: il comparto delle lavorazioni in metallo che ha una quota percentuale in termini di addetti sul totale della voce 3.11 pari a circa il 25% ed il settore delle macchine ed apparecchi meccanici che lo segue di poco con una quota del 14%. Riproporzionando questi dati con il peso della voce 3.11 sul totale, questi due settori si collocherebbero, con una quota pari al 10 e 9%, rispettivamente al secondo e al terzo posto nella gerarchia dei settori subito dopo il comparto tessile. Ciò significa che l'ipotesi di stabilità della struttura industriale da noi precedentemente enunciata risente del livello di aggregazione al quale l'analisi viene condotta: o per meglio dire, vale a livello di macro-settori. Inoltre, una quota significativa della voce 3.11 è costituita da comparti che nell'ATECO 91 sono classificati nel terziario. In particolare, quasi il 13% degli addetti che in base alla classificazione 91 sarebbero collocati nei comparti delle riparazioni di autoveicoli, motocicli, beni personali di consumo, ecc. e quindi nel settore dei servizi, in base all'ATECO 51 sono collocati nell'industria meccanica. Ciò se, da un lato, costituisce certamente un limite della nostra analisi, dall'altro ci permette di mostrare, ed in un certo qual modo di misurare, quella componente del processo di terziarizzazione che è il risultato dei cambiamenti intervenuti nelle regole di classificazione delle attività economiche.

Per quanto riguarda la disaggregazione regionale, la distribuzione territoriale degli addetti è estremamente concentrata: in media più dei due terzi del totale degli addetti sono concentrati nelle prime cinque regioni del decennio, mentre in media il 5% degli addetti è presente nel gruppo delle ultime sei regioni.

Venendo ora all'analisi dei tassi di variazione a livello regionale (Tabella 2) si nota 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 i primi due decenni, si nota che a livello aggregato i tassi di varia-

Tabella 2: Tassi di variazione occupazione manifatturiera per regioni

	1927/11	1937/27	1951/37	1961/51	1971/61	1981/71	1991/81	CAGR
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	...	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	21,9	11,7	-25,0	40,9	25,1	8,9	-6,1	9,1
Emilia R	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
Basilica	-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

Nota: CAGR: Compounded Annual Growth Rate, 1911-1991.

zione 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 esibiscono 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 maggiormente 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 1951-1961, in cui si ha il tasso di variazione più elevato, 27,2%, è 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 il più elevato. Ciò

Tabella 3: Tassi di crescita medi per decenni

	Nord-Ovest	Nord-Est	Centro	Sud
Alimentari	4,0	9,9	3,7	-1,5
Tabacco	-24,2	-6,1	-0,9	4,7
Pelle	4,0	34,4	31,0	5,9
Tessile	-9,9	4,3	12,3	-1,6
Vestiario	3,5	18,8	16,2	2,7
Legno	0,0	15,0	8,3	-1,0
Carta	8,9	21,0	12,9	18,8
Editoria	22,7	30,1	19,6	17,8
Cine-fono	35,5	52,7	34,2	58,1
Metallurgia	21,2	41,8	10,8	27,5
Meccanica	26,7	34,3	29,5	23,9
Non-metalli	-2,7	10,0	4,7	13,4
Chimica	28,4	23,4	26,2	19,0
Gomma	59,2	144,1	78,6	151,4
Altro	47,6	71,1	55,4	41,1
Totale	10,4	20,6	16,6	9,9

sembra testimoniare del grado di polarizzazione regionale del sistema manifatturiero italiano, e conferma una crescita 'squilibrata' che si è avuta in Italia a partire dall'inizio del secolo. E che, se possibile, un processo di convergenza relativa si è avuto soltanto fra le due guerre, e negli anni '60.

Veniamo ora alla struttura e alla performance delle quattro ripartizioni territoriali in cui è stata divisa l'Italia.⁶ Innanzitutto, il Nord-Ovest ha il maggior numero di addetti in termini assoluti dal 1911 (1.073.294) ad oggi (2.169.524, pari al 39,4% del totale). Il Nord-Est è la seconda ripartizione per numero di addetti, mentre il Centro è quella con meno addetti fino al secondo dopoguerra. Da quel momento supera il Mezzogiorno che rimane l'area territoriale con il minor numero assoluto di addetti nel 1991 (918.371).

Per quanto riguarda i tassi di variazione medi per decennio (Tabella 3), si nota come il Mezzogiorno sia caratterizzato dal maggior grado di polarizzazione (in termini di coefficiente

⁶Le quattro ripartizioni territoriali sono rispettivamente: Nord-Ovest (Piemonte e Valle D'Aosta, Liguria, Lombardia), Nord-Est (Trentino, Veneto, Friuli Venezia Giulia, Emilia Romagna), Centro (Toscana, Umbria, Marche, Lazio), Sud (Campania, Abruzzo e Molise, Puglia, Basilicata, Calabria, Sicilia, Sardegna).

Tabella 4: Concentrazione settoriale

	1911	1927	1937-40	1951	1961	1971	1981	1991
Nord-Ovest	0,196	0,187	0,182	0,181	0,193	0,225	0,254	0,248
Nord-Est	0,142	0,143	0,146	0,152	0,151	0,174	0,194	0,200
Centro	0,125	0,124	0,123	0,102	0,123	0,136	0,152	0,157
Sud	0,168	0,165	0,166	0,178	0,148	0,148	0,180	0,186
Italia	0,145	0,145	0,145	0,142	0,152	0,177	0,199	0,201

Nota: Si veda l'Appendice A.3 per la definizione dell'indice di concentrazione.

Tabella 5: Specializzazione manifatturiera nel Nord-Ovest

	1911	1927	1937-40	1951	1961	1971	1981	1991
Alimentari	0,60	0,66	0,55	0,57	0,59	0,69	0,69	0,75
Tabacco	0,55	0,31	0,17	0,02	0,18	0,14	0,13	0,11
Pelle	0,98	1,06	1,23	1,04	0,96	0,74	0,58	0,56
Tessile	1,59	1,45	1,43	1,37	1,32	1,18	1,21	1,28
Vestiario	0,75	0,79	0,75	0,63	0,69	0,67	0,65	0,63
Legno	0,74	0,64	0,68	0,57	0,49	0,50	0,51	0,59
Carta	1,05	1,03	1,10	1,06	1,04	1,03	1,04	1,02
Editoria	0,94	0,89	0,93	0,79	1,01	1,08	1,19	1,15
Cine-fono	0,94	0,83	0,71	0,47	0,56	0,65	0,84	0,85
Metallurgia	1,18	1,34	1,32	1,37	1,43	1,34	1,34	1,33
Meccanica	1,07	1,13	1,22	1,18	1,22	1,20	1,19	1,16
Non-metalli	0,81	0,64	0,71	0,72	0,60	0,53	0,52	0,56
Chimica	0,81	0,93	1,04	1,31	1,15	1,15	1,16	1,17
Gomma	1,84	1,71	1,82	1,58	1,54	1,47	1,40	1,35
Altro	1,21	1,09	1,12	1,12	1,32	1,28	1,20	1,19
Totale	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00

Nota: Si veda l'Appendice A.3 per la definizione dell'indice di specializzazione.

di variazione), mentre il Centro ha la maggiore uniformità. Tuttavia è il Nord-Est ad essere caratterizzato dal maggior numero di settori con valori elevati. Nel Nord-Ovest e nel Mezzogiorno sono concentrati praticamente tutti i settori con minore crescita (ad eccezione di uno), anche se, ovviamente, per motivi diversi, se non addirittura opposti.

Tabella 6: Specializzazione manifatturiera nel Nord-Est

	1911	1927	1937-40	1951	1961	1971	1981	1991
Alimentari	1,11	1,37	1,42	1,20	1,25	1,18	1,35	1,11
Tabacco	1,29	2,26	0,77	0,50	1,49	0,98	0,74	0,65
Pelle	0,56	0,56	0,57	0,78	1,05	1,18	1,09	1,04
Tessile	0,74	0,81	0,87	0,73	0,77	0,91	0,86	0,90
Vestiario	0,92	0,98	1,04	1,33	1,10	1,08	1,06	1,09
Legno	1,21	1,23	1,15	1,56	1,35	1,44	1,41	1,39
Carta	0,89	0,96	1,18	1,04	1,07	0,97	0,94	0,97
Editoria	0,82	0,97	0,78	0,91	0,80	0,82	0,79	0,82
Cine-fono	0,66	1,18	0,96	1,27	0,84	0,85	0,72	0,75
Metallurgia	0,36	0,18	0,48	0,37	0,54	0,56	0,53	0,66
Meccanica	1,11	1,04	0,87	1,03	0,96	0,96	0,96	0,98
Non-metalli	1,41	1,03	1,16	1,39	1,27	1,41	1,37	1,24
Chimica	1,05	0,94	0,96	0,37	0,85	0,72	0,68	0,62
Gomma	0,09	0,12	0,22	0,35	0,48	0,40	0,55	0,71
Altro	0,72	1,19	1,13	1,11	0,79	0,89	0,97	1,07
Totale	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00

Infatti, il Nord-Ovest mostra il tasso di concentrazione settoriale più elevato fra le quattro ripartizioni (Tabella 4), a conferma di una struttura industriale basata sulla grande impresa, mentre più bassi sono i valori per il Mezzogiorno (a partire dal 1961 sistematicamente più bassi della media italiana). Il Centro ha i valori più bassi, indice di una struttura industriale basata su piccole e medie imprese.

Il Nord-Est mostra una composizione della struttura produttiva maggiormente differenziata rispetto alle altre ripartizioni. Infatti, se si considera tutto il periodo 1911-1991, cinque settori (meccanica, alimentari, tessile, abbigliamento, legno) hanno una quota di addetti superiore al 10%, mentre nel Nord-Ovest e nel Centro sono soltanto due, e nel Sud tre.

L'analisi del grado di specializzazione rivela profili decisamente differenziati per le diverse ripartizioni. Infatti, per il Nord-Ovest (Tabella 5) si notano profili di specializzazione estrema-

mente stabili nel tempo, con un solo settore (editoria) che si specializza nel secondo dopoguerra, ed il settore delle pelli che ha un percorso opposto. Più vario il profilo temporale/settoriale riguardante il Nord-Est (Tabella 8) con tre soli settori caratterizzati da valori superiori all'unità fin dal 1911 (alimentari, legno e minerali non metalliferi). Per quanto riguarda gli altri settori, si notano patterns estremamente variegati.

Tabella 7: Specializzazione manifatturiera nel Centro

	1911	1927	1937-40	1951	1961	1971	1981	1991
Alimentari	1,01	0,89	0,95	1,00	0,90	0,93	0,78	0,85
Tabacco	1,91	1,80	1,31	5,54	1,77	1,47	1,24	1,79
Pelle	1,03	0,93	0,88	1,17	1,43	1,69	1,89	2,02
Tessile	0,44	0,49	0,57	0,51	0,86	1,04	1,21	1,14
Vestiaro	1,20	1,15	1,13	1,24	1,35	1,60	1,68	1,53
Legno	1,16	1,23	1,16	1,12	1,21	1,31	1,18	1,11
Carta	1,52	1,45	1,38	1,38	1,25	1,27	1,22	1,30
Editoria	1,73	1,72	1,91	2,27	1,60	1,34	1,19	1,21
Cine-fono	2,24	1,35	1,83	2,41	2,42	1,86	1,47	1,30
Metallurgia	1,68	1,27	1,16	1,01	0,62	0,65	0,73	0,69
Meccanica	0,89	0,88	0,85	0,63	0,72	0,70	0,74	0,77
Non-metalli	1,50	2,05	1,78	1,60	1,63	1,37	1,22	1,19
Chimica	1,18	1,32	1,23	1,13	1,03	0,89	0,93	1,03
Gomma	0,66	0,53	0,30	0,19	0,55	0,76	0,81	0,74
Altro	0,90	0,55	1,13	1,16	0,81	0,79	0,88	0,87
Totale	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00

Infine, il Nord-Ovest ha globalmente il 50% delle celle della matrice settori/anni con specializzazione superiore all'unità. La ripartizione con il maggior indice globale di specializzazione è il Centro (66%), poi il Sud (45%) e infine il Nord-Est (42%). Benché il grado di specializzazione risenta ovviamente dei criteri classificatori utilizzati, sembra da questi risultati che la struttura industriale del Nord-Est sia, a differenza di quanto generalmente ritenuto, un'area despecializzata, o per meglio dire, un'area la cui storia di successo sembra dipendere da una struttura industriale fortemente decentrata, piuttosto che su forme di forte specializzazione di tipo distrettuale. Non così per il Centro (Tabella 7), in cui si ha specializzazione della struttura industriale fortemente decentrata lungo tutto il tessuto manifatturiero, e patterns marcatamente stabili nel tempo. Il Sud (Tabella 8) ha invece un grado di specializzazione simile a quello

Tabella 8: Specializzazione manifatturiera nel Sud

	1911	1927	1937-40	1951	1961	1971	1981	1991
Alimentari	1,81	1,77	1,91	2,58	2,34	1,93	1,58	1,60
Tabacco	1,35	1,72	3,38	1,10	2,52	3,52	3,56	2,80
Pelle	1,34	1,28	0,90	0,92	0,66	0,82	0,98	0,90
Tessile	0,24	0,21	0,28	0,27	0,34	0,51	0,45	0,38
Vestiario	1,45	1,51	1,57	1,97	1,68	1,32	1,12	1,19
Legno	1,27	1,56	1,58	1,90	1,52	1,22	1,07	0,98
Carta	0,39	0,27	0,20	0,35	0,54	0,66	0,75	0,71
Editoria	0,75	0,78	0,66	0,72	0,67	0,62	0,62	0,72
Cine-fono	0,52	1,06	1,16	1,54	1,38	1,46	1,37	1,44
Metallurgia	0,68	0,55	0,50	0,16	0,55	0,99	1,17	1,12
Meccanica	0,96	0,84	0,62	0,60	0,62	0,78	0,90	0,91
Non-metalli	0,71	1,14	1,00	1,16	1,46	1,60	1,49	1,47
Chimica	1,34	1,06	0,72	0,27	0,67	1,09	1,18	1,17
Gomma	0,05	0,07	0,08	0,10	0,32	0,65	0,87	0,93
Altro	0,79	0,84	0,40	0,25	0,40	0,46	0,67	0,59
Totale	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00

del Nord-Est, ma concentrato su relativamente pochi settori e stabili nel tempo. Sembra quindi possibile identificare due percorsi di sviluppo che hanno caratterizzato il tessuto industriale italiano. Da un lato, specializzazione produttiva, che ha successo se si innesta o in un tessuto di grandi imprese in grado di operare in situazioni di economie di scala (Nord-Ovest), oppure in un tessuto di PMI fortemente pervasivo della realtà economica locale (Centro). Dall'altro, il caso del Nord-Est fa riferimento ad una realtà quasi opposta, di forte diffusione, che è in grado di sfruttare al meglio le opportunità che un tessuto industriale estremamente variegato è in grado di offrire.

I risultati di questo tipo di analisi sono ancora più interessanti in quest'ottica, se si valutano soltanto gli ultimi venti anni, a partire cioè dal 1971. Infatti, in questo caso il Nord-Est ha la struttura di gran lunga più differenziata, con soltanto il 38% dei settori ad elevata specializzazione, mentre questo valore è sempre decisamente elevato per il Centro (62%), e aumenta per Nord-Ovest (passando al 53%) e Mezzogiorno (passando al 49%).

3 Persistenza e convergenza dei sentieri di sviluppo

Passiamo ora ad analizzare gli eventuali processi di convergenza e/o di persistenza nei sentieri di crescita dell'occupazione manifatturiera. L'analisi si basa sulla stima di alcuni test per la verifica dell'ipotesi di σ -convergenza e sulla stima delle matrici di transizione dei tassi di crescita nel periodo compreso fra i decenni 1937-27 e 1991-81.⁷

Una prima analisi dei momenti primi e secondi dei tassi di crescita dell'occupazione nei settori manifatturieri nelle regioni italiane (Tabella 9) consente di evidenziare come la deviazione standard di questi, dopo un iniziale aumento fra il decennio 37-27 ed il decennio 51-37, presenti valori via via decrescenti sino a mostrare un leggero rialzo dal 81-71 al 91-81. La tendenza alla riduzione della dispersione attorno ai valori medi fa supporre un processo di convergenza dei tassi di crescita dell'occupazione nei comparti manifatturieri nelle regioni italiane. Tuttavia, l'analisi dei momenti primi e secondi non è sufficiente per chiarire le caratteristiche dell'evoluzione temporale di tale processo.

Tabella 9: Tassi di crescita dell'occupazione: statistiche descrittive

	1937-27	1951-37	1961-51	1971-61	1981-71	1991-81
media	0,195	-0,119	0,617	0,258	0,197	-0,024
dev. std.	0,777	1,070	0,976	0,613	0,384	0,409
minimo	-4,227	-7,073	-2,966	-1,129	-1,230	-2,582
massimo	4,071	4,007	6,959	4,585	2,049	1,676

Nota: i tassi di crescita sono espressi in forma logaritmica.

A tal fine sono state utilizzate le catene di Markov proposte da Quah (1993) per lo studio della convergenza. Lo studio della convergenza occupa notevole spazio nella letteratura economica recente. Sono molteplici, ad esempio, i contributi finalizzati a fornire una risposta al quesito riguardante se i paesi o le regioni più povere tendono ad avere una crescita più veloce di quelle più ricche. Barro e Sala-i-Martin (1992) e successivamente Sala-i-Martin (1996) e Quah (1993, 1996a, 1996b, 1996c, 1997) hanno realizzato numerosi lavori empirici sull'evoluzione dei livelli del reddito pro-capite in un insieme di paesi o regioni. Vi sono tuttavia diversi concetti di convergenza.⁸ Non si cercherà tuttavia di valutare la velocità di convergenza dei comparti

⁷L'assenza dei dati relativi al Trentino ha impedito di utilizzare il dataset a partire dal 1911.

⁸La prima domanda relativa all'evoluzione della distribuzione del reddito pro-capite o di un altro indicatore, riguarda la dispersione della variabile analizzata o meglio se questa tende a diminuire nel tempo. Il concetto di convergenza implicitamente contenuto in questa domanda, indicato con σ -convergenza da Barro e Sala-i-Martin

manifatturieri nelle diverse regioni verso un trend di lungo periodo, bensì di analizzarne il grado di mobilità relativa.

In via preliminare utilizzando alcune statistiche per testare l'ipotesi di convergenza basate sulla varianza dei tassi di crescita si analizzano le tendenze nei diversi sottoperiodi e nelle diverse ripartizioni territoriali. Lo studio della σ -convergenza si basa sostanzialmente sul confronto fra la varianza dei valori dell'indicatore considerato all'inizio ed alla fine del periodo. Tuttavia, come sottolineato da Quah (1993), tale procedura non tiene in considerazione le dinamiche regionali durante il periodo esaminato. Nel nostro caso, invece, essendo l'analisi basata su intervalli intracensuari, questo problema appare di minore importanza, poiché può essere esaminato ciascun sottoperiodo.

Nel complesso le tre statistiche test utilizzate⁹ consentono di accettare l'ipotesi di convergenza dei tassi di crescita fra i valori riferiti al decennio 1937-27 e quelli riferiti al decennio 1991-81 (Tabella 10). Tuttavia il periodo intermedio registra fasi alterne. Nei decenni 51-37 e 61-51 si registra una generale tendenza alla divergenza dei valori (il test T_1 è inferiore ad 1, in questo caso i test T_2 e T_3 consentono di testare comunque l'ipotesi nulla di uguaglianza delle varianze che se rifiutata implica divergenza), in forte ribasso per gli anni a cavallo della seconda guerra mondiale e del primo dopoguerra, mentre negli anni '50 (61-51) si caratterizza per una vera e propria esplosione in positivo dei tassi di crescita. In questi periodi costituiscono veri e propri outliers i tassi di crescita dei comparti metallurgico e del tabacco nelle regioni centrali generalmente in calo nel decennio a cavallo della seconda guerra mondiale, ma in forte ripresa nel decennio successivo (in particolar modo nelle regioni Umbria, Abruzzi e Molise, Sardegna per la metallurgia e Sardegna, Sicilia e Toscana per il tabacco).

Percorsi nettamente differenti caratterizzano lo sviluppo delle regioni settentrionali da quello delle regioni centrali ed ancor più da quelle del Sud. Le regioni del Nord-Ovest (Tabella 11) presentano un range estremamente ridotto dei tassi di crescita con una deviazione standard che raggiunge il valore massimo nel 1951-37 (0,51) per poi ridursi gradualmente fino al 1981-71 (0,19). L'ultimo intervallo fa invece registrare un sensibile aumento della deviazione standard.

Le regioni del Nord-Est (Tabella 12) sono quelle per cui è più forte e definito il processo

(1992) è probabilmente quello più vicino al concetto intuitivo di convergenza ma non l'unico. Ci si può chiedere ad esempio se i paesi o le regioni più povere tendano a rincorrere quelle più ricche o se la crescita economica è più veloce quando è al di sotto di un certo livello. Alla base di queste ultime due domande vi sono i concetti di β -convergenza assoluta e condizionata proposti da Barro e Sala-i-Martin (1992). Quah (1993 e seguenti) successivamente ha proposto altri approcci di analisi che permettono un migliore utilizzo dell'informazione disponibile che si ha osservando l'evoluzione dell'intera distribuzione della variabile oggetto di analisi. Alla base di ciò vi è l'utilizzo delle matrici di transizione (catene markoviane discrete) per l'analisi della mobilità o persistenza all'interno di una distribuzione e la successiva estensione dell'utilizzo delle catene markoviane discrete al caso continuo mediante lo "Stochastic Kernel" suggerito da Quah (1996a, 1996b, 1997).

⁹Le statistiche test utilizzate per l'analisi della σ -convergenza sono riportate in Appendice A.1.

Tabella 10: Statistiche test per l'analisi della σ -convergenza dal 1937-27 al 1991-81 e relativi sottoperiodi nelle regioni italiane

Periodo	T_1	T_2	T_3	$\hat{\sigma}_1^2$	$\hat{\sigma}_T^2$	$\hat{\pi}$
dal 1937-27 al 1991-81	3,61*	103,40*	21,45*	0,6042	0,1674	-0.0135
dal 1937-27 al 1951-37	0,53	28,11*	-4.08*	0,6042	1,1468	-0.3008
dal 1937-27 al 1961-51	0,63	13,79*	-3.06*	0,6042	0,9534	0,1869
dal 1937-27 al 1971-61	1,61*	14,94*	5,01*	0,6042	0,3758	0,0784
dal 1937-27 al 1981-71	4,10*	125,13*	25,44*	0,6042	0,1475	-0.0041
dal 1951-37 al 1991-81	6,85*	216,87*	48,08*	1,1468	0,1674	0,0049
dal 1951-37 al 1981-71	7,78*	244,98*	55,68*	1,1468	0,1475	0,0236

* significativo al 1%.

Tabella 11: Tassi di crescita dell'occupazione nel Nord-Ovest: statistiche descrittive

	1937-27	1951-37	1961-51	1971-61	1981-71	1991-81
media	0,168	0,004	0,238	-0,006	-0,056	-0,213
dev stand	0,306	0,513	0,423	0,306	0,193	0,312
minimo	-0,386	-2,140	-0,669	-0,809	-0,512	-1,225
massimo	0,946	1,2125	1,526	0,768	0,434	0,631

di convergenza. Qui infatti la deviazione standard presenta una riduzione evidente fra i diversi periodi e l'aumento fra il 71-81 ed il 91-81 è meno sensibile che altrove. L'aumento della variabilità fra gli ultimi due censimenti conferma una tendenza divergente dei tassi di crescita nelle regioni in cui l'industrializzazione è avvenuta prima. Vi è contrazione in Emilia-Romagna soprattutto nei comparti alimentare, industria non metallifera e tessile ed in generale nei comparti metallurgici. Positivo è invece l'andamento dell'occupazione nel Triveneto soprattutto nei comparti della gomma, dell'editoria e cine-fono.

Le regioni del Centro (Tabella 13) e del Sud (Tabella 14) sono invece caratterizzate da una maggiore variabilità dei tassi di crescita attorno alla media e soprattutto da una variabilità particolarmente marcata nei periodi a cavallo della seconda guerra mondiale e negli anni '50. Se si escludono i due periodi intermedi (51-37 e 61-51) in cui a partire dal 37-27 si registra una divergenza, si può comunque sostenere, per il periodo complessivo, che i tassi di crescita nelle regioni considerate stiano andando verso una generale omogeneizzazione da cui rimangono

Tabella 12: Tassi di crescita dell'occupazione nel Nord-Est: statistiche descrittive

	1937-27	1951-37	1961-51	1971-61	1981-71	1991-81
media	0,232	-0,059	0,637	0,238	0,154	0,018
dev stand	0,782	0,681	0,436	0,385	0,282	0,297
minimo	-2,523	-2,461	-0,310	-0,875	-0,580	-0,552
massimo	4,071	2,466	1,933	1,479	0,907	0,966

Tabella 13: Tassi di crescita dell'occupazione nel Centro: statistiche descrittive

	1937-27	1951-37	1961-51	1971-61	1981-71	1991-81
media	0,231	-0,185	0,605	0,299	0,244	-0,046
dev stand	0,791	1,335	1,246	0,389	0,306	0,339
minimo	-3,664	-7,073	-2,966	-0,464	-0,519	-0,666
massimo	1,897	3,699	6,959	1,601	1,167	1,485

Tabella 14: Tassi di crescita dell'occupazione nel Sud: statistiche descrittive

	1937-27	1951-37	1961-51	1971-61	1981-71	1991-81
media	0,164	-0,168	0,774	0,360	0,304	0,046
dev stand	0,904	1,252	1,146	0,849	0,475	0,505
minimo	-4,227	-6,589	-1,004	-1,130	-1,229	-2,582
massimo	2,902	4,007	6,021	4,585	2,049	1,676

tuttavia esclusi alcuni comparti. Si tratta essenzialmente di comparti come la gomma, il tabacco e l'industria metallurgica in cui pesano fattori dimensionali o come nel caso della metallurgia, fattori legati a generali cambiamenti produttivi nell'economia italiana.

La divergenza fra il 37-27 ed i due periodi successivi è confermata dai test per la verifica di ipotesi di convergenza (Tabella 15). Infatti quando la statistica T_1 è inferiore ad 1, ovvero quando la varianza alla fine del periodo considerato è superiore alla varianza iniziale, la statistica T_2 è comunque adatta a testare la significatività della differenza fra le due varianze e se superiore al valore critico, come nel caso degli intervalli 37-27—51-37 e 37-27—61-51 per le regioni centrali, per il Sud ma anche per il Nord-Ovest, indica una divergenza significativa.

Un'analisi della convergenza di tipo σ come quella ora effettuata consente una visione esplorativa delle tendenze in atto. Altri approcci, come ad esempio quello delle catene markoviane discrete proposte da Quah, consentono invece un'analisi della mobilità relativa delle unità economiche esaminate.¹⁰ Per utilizzare l'analisi markoviana proposta da Quah sono stati suddivisi i valori dei 270 tassi di crescita (relativi a combinazioni fra le 18 regioni ed i 15 comparti manifatturieri) in cinque gruppi discreti che delimitano le soglie per l'analisi dei cambiamenti relativi dei settori manifatturieri nelle regioni nel tempo. Stimando la matrice di transizione si ottiene in sostanza una matrice quadrata che consente di analizzare il grado di mobilità delle unità economiche — nel nostro caso, i diversi comparti manifatturieri nelle singole regioni — nell'arco di tempo esaminato (Tabella 16). La prima colonna indica il numero totale di transizioni originate dal corrispondente gruppo di tassi di crescita, ovvero la somma per tutte le combinazioni regione-settore del numero di volte che ciascuna di esse si è trovata in quel particolare intervallo di tassi di crescita nel 1937-27, 1951-37, 1961-51, 1971-61, 1981-71.

Ogni generica cella (j, j) posta sulla diagonale principale indica la probabilità di rimanere all'interno del gruppo di partenza; la generica cella (j, k) al di fuori della diagonale principale indica invece la probabilità che un comparto in una specifica regione il cui tasso di crescita appartiene ad un intervallo j nel tempo t , transiti nel gruppo k al tempo $t + s$. Per effettuare l'analisi, i dati sono stati normalizzati rispetto alla media italiana del settore manifatturiero in ciascun anno; per la suddivisione in classi (percentili) sono stati effettuati diversi tentativi (quartili, pentili, sestili) ed alla fine la scelta è ricaduta sui pentili.

È sufficiente uno sguardo alla matrice per cogliere l'elevato grado di mobilità delle unità economiche. I valori sulla diagonale principale sono comunque i più elevati in ciascuna riga indicando un certo grado di persistenza, anche se tale fenomeno interessa soltanto circa un terzo delle unità esaminate. Ciò sta ad indicare che per le unità economiche, data una certa classe iniziale di appartenenza, la probabilità di rimanere nella medesima classe non supera un terzo, mentre quella di transitare in una delle altre classi è complessivamente di circa due terzi.

¹⁰Gli aspetti metodologici sono riportati in Appendice A.2.

Tabella 15: Statistiche test per l'analisi della σ -convergenza dal 1937-27 al 1991-81 e relativi sottoperiodi nelle ripartizioni geografiche

Periodo	T_1	T_2	T_3	$\hat{\sigma}_1^2$	$\hat{\sigma}_T^2$	$\hat{\pi}$
Nord-Ovest						
dal 37-27 al 91-81	0,96	0,02	-0.14	0,0934	0,0976	-0.1428
dal 37-27 al 51-37	0,36	11,05*	-2.19	0,0934	0,2628	-0.1592
dal 37-27 al 61-51	0,510	5,22	-2.16	0,0934	0,1847	0,6403
dal 37-27 al 71-61	1,00	0,00	-0.00	0,0934	0,0934	0,0711
dal 37-27 al 81-71	2,50*	8,60*	5,04*	0,0934	0,0374	-0.0944
Nord-Est						
dal 37-27 al 91-81	6,93*	48,47*	23,00*	0,6118	0,0883	-0.0663
dal 37-27 al 51-37	1,32	1,25	1,29	0,6118	0,4645	-0.3136
dal 37-27 al 61-51	3,21*	21,09*	9,45*	0,6118	0,1903	0,4195
dal 37-27 al 71-61	4,14*	26,91*	12,16*	0,6118	0,1479	0,0538
dal 37-27 al 81-71	7,68*	51,6*	25,92*	0,6118	0,0796	0,0557
Centro						
dal 37-27 al 91-81	5,45*	37,33	17,25*	0,6265	0,1150	-0.0486
dal 37-27 al 51-37	0,35	15,08*	-2.54*	0,6265	1,7811	-0.1609
dal 37-27 al 61-51	0,40	11,53*	-2.31	0,6265	1,5516	0,0683
dal 37-27 al 71-61	4,13*	26,95*	12,15*	0,6265	0,1568	0,0627
dal 37-27 al 81-71	6,69*	46,36*	22,03*	0,6265	0,0937	0,0276
Sud						
dal 37-27 al 91-81	3,21*	33,15*	11,35*	0,8180	0,2546	0,0341
dal 37-27 al 51-37	0,52	11,31*	-2.63*	0,8180	1,5675	-0.3677
dal 37-27 al 61-51	0,62	5,68	-1.94	0,8180	1,3124	0,1093
dal 37-27 al 71-61	1,14	0,41	0,70	0,8180	0,7205	0,0971
dal 37-27 al 81-71	3,62*	41,11*	13,45*	0,8180	0,2257	-0.0398

* significativo al 1%.

Tabella 16: Matrice di transizione a 5 stati dei tassi di crescita intracensuari degli addetti relativi alla media dal 1927 al 1991

	< -0,3265	-0,3265; -0,1187	-0,1187; 0,0447	0,0447; 0,2830	> 0,2830
(290)	0,30	0,18	0,14	0,14	0,24
(262)	0,14	0,30	0,24	0,20	0,12
(250)	0,20	0,19	0,26	0,23	0,12
(268)	0,15	0,19	0,23	0,28	0,15
(280)	0,23	0,11	0,16	0,17	0,33
distr.ergodica	0,13	0,23	0,27	0,21	0,16

Un'esame più attento evidenzia che per unità appartenenti alla seconda classe è molto più elevata la probabilità di avanzare in classi superiori piuttosto che retrocedere, mentre accade l'inverso nella terza classe. Si evidenzia quindi una tendenza che se anche in presenza di una situazione con elevata mobilità relativa, alla rincorsa dei comparti manifatturieri di alcune regioni con tassi di crescita più bassi verso quelli più elevati o medi, mentre si ha una tendenza alla retrocessione verso i livelli più bassi dalle classi più elevate.

La distribuzione ergodica, che rappresenta una condizione di equilibrio statistico nel quale le probabilità della matrice di transizione diventano con il passare del tempo indipendenti dalle condizioni iniziali, attesta la presenza di un processo di convergenza anche se non particolarmente marcato. La distribuzione tende infatti a concentrarsi nei pentili centrali e ad assottigliarsi, anche se in modo non molto evidente, nelle code.

Le matrici di transizione calcolate per ripartizione geografica mostrano tendenze differenti a livello territoriale.¹¹ Nel caso delle regioni nord-occidentali (Tabella 17) si rileva la probabilità più elevata di persistenza nella prima classe (52%) ed inoltre sono rilevanti solo le probabilità di transitare dalla prima verso la seconda e la terza classe (molto ridotte invece le probabilità di transitare dalla prima verso le classi superiori, quarta e quinta). Se si esclude la seconda classe, in cui oltre ad un'elevata persistenza si ha una rilevate probabilità di transitare verso la classe mediana, le altre classi si caratterizzano per un'elevata probabilità di transitare verso le prime classi. Le considerazioni che si possono trarre per i comparti manifatturieri delle regioni

¹¹Le matrici di transizione per ripartizione territoriale sono state calcolate mantenendo la stessa suddivisione in classi utilizzata per il totale nazionale. Se dal punto di vista teorico ciò contrasta con una delle assunzioni di base per la costruzione delle matrici di transizione (vedi appendice A.2), dal lato pratico consente di evidenziare la concentrazione delle unità in alcune classi di partenza (prima colonna delle matrici di transizione) e, comunque, trattandosi di frequenze relative, permette una valutazione univoca delle tendenze alla mobilità/persistenza delle unità economiche.

nord-occidentali indicano un grado di mobilità che nelle prime classi è sensibilmente inferiore alla media nazionale; si ha quindi una persistenza nelle classi inferiori ma una tendenza all'arretramento dalle classi superiori a quelle inferiori. Anche l'analisi della distribuzione ergodica suggerisce una tendenza alla convergenza dei tassi di crescita dell'occupazione nei comparti manifatturieri nelle classi medio-inferiori con una marcata riduzione dei valori nella coda destra della distribuzione.

Tabella 17: Matrice di transizione a 5 stati dei tassi di crescita intracensuari degli addetti nel Nord-Ovest relativi alla media italiana dal 1927 al 1991

	< -0,3265	-0,3265; -0,1187	-0,1187; 0,0447	0,0447; 0,2830	> 0,2830
(69)	0,52	0,28	0,10	0,06	0,04
(58)	0,10	0,40	0,31	0,10	0,09
(39)	0,23	0,18	0,23	0,21	0,15
(35)	0,29	0,29	0,11	0,29	0,03
(24)	0,46	0,17	0,13	0,13	0,13
distr.ergodica	0,24	0,33	0,31	0,07	0,04

Tabella 18: Matrice di transizione a 5 stati dei tassi di crescita intracensuari degli addetti nel Nord-Est relativi alla media italiana dal 1927 al 1991

	< -0,3265	-0,3265; -0,1187	-0,1187; 0,0447	0,0447; 0,2830	> 0,2830
(44)	0,22	0,22	0,07	0,22	0,27
(66)	0,19	0,27	0,22	0,20	0,13
(57)	0,09	0,26	0,26	0,22	0,17
(82)	0,06	0,20	0,23	0,41	0,10
(51)	0,18	0,18	0,20	0,20	0,25
distr.ergodica	0,07	0,22	0,28	0,25	0,18

Le matrici di transizione relative alle regioni nord-orientali (Tabella 18) ed a quelle centrali (Tabella 19), indicano invece una tendenza alla convergenza nelle classi rispettivamente medio-superiori e medio-inferiori. Le regioni nord-orientali si caratterizzano per una persistenza più evidente nella quarta classe e per una generale debole tendenza all'arretramento verso le classi inferiori. Quelle centrali presentano una persistenza più evidente nella seconda e nella terza classe; dalla prima classe invece si assiste ad un processo di rincorsa verso livelli superiori

Tabella 19: Matrice di transizione a 5 stati dei tassi di crescita intracensuari degli addetti nel Centro relativi alla media italiana dal 1927 al 1991

	< -0,3265	-0,3265; -0,1187	-0,1187; 0,0447	0,0447; 0,2830	> 0,2830
(51)	0,10	0,20	0,22	0,24	0,25
(56)	0,09	0,39	0,30	0,14	0,07
(69)	0,17	0,20	0,33	0,23	0,07
(55)	0,13	0,20	0,24	0,19	0,24
(69)	0,30	0,04	0,19	0,12	0,35
distr.ergodica	0,10	0,27	0,33	0,22	0,08

mentre degna di nota è un nucleo che si conferma nella classe più elevata anche se da questa non sono scarsi gli arretramenti verso classi inferiori.

Il Sud (Tabella 20), infine, è la ripartizione che presenta il grado di mobilità più elevato; solo un valore sulla diagonale principale supera un terzo ed inoltre nessuna probabilità scende sotto al 10%. La distribuzione ergodica presenta una concentrazione nelle classi superiori ma non particolarmente accentuata.

Tabella 20: Matrice di transizione a 5 stati dei tassi di crescita intracensuari degli addetti nel Sud relativi alla media italiana dal 1927 al 1991

	< -0,3265	-0,3265; -0,1187	-0,1187; 0,0447	0,0447; 0,2830	> 0,2830
(126)	0,29	0,11	0,15	0,12	0,33
(82)	0,17	0,20	0,17	0,29	0,17
(85)	0,28	0,14	0,22	0,24	0,12
(96)	0,20	0,15	0,26	0,21	0,19
(136)	0,18	0,11	0,13	0,20	0,38
distr.ergodica	0,12	0,17	0,22	0,24	0,25

Un'ulteriore applicazione delle matrici di transizione è stata effettuata sui coefficienti di specializzazione nei comparti manifatturieri delle 18 regioni italiane. In questo caso la matrice di transizione presenta valori sulla diagonale principale molto più elevati dei casi precedenti. La natura stessa dell'indicatore esaminato può implicare elevata persistenza o mobilità; casi classici di analisi della convergenza nei livelli di reddito pro-capite di un insieme di paesi portano in generale ad un risultato in cui i valori sulla diagonale principale sono elevati poiché passaggi

Tabella 21: Matrice di transizione a 5 stati dei coefficienti di specializzazione nelle regioni italiane dal 1927 al 1991

	< 0,4335	0,4335; 0,7451	0,7451; 1,0392	1,0392; 1,4927	> 1,4927
(342)	0,68	0,15	0,05	0,05	0,07
(311)	0,14	0,62	0,17	0,04	0,03
(324)	0,04	0,19	0,51	0,21	0,05
(318)	0,03	0,05	0,25	0,49	0,18
(325)	0,03	0,03	0,07	0,20	0,67
distr. Erg.	0,16	0,22	0,22	0,20	0,20

di classi non sono così frequenti soprattutto considerandoli da classi inferiori a superiori. In precedenza, utilizzando i tassi di crescita, la natura stessa del dato si prestava a riscontrare una mobilità più frequente. Ciò sta ad indicare che ad andamenti positivi in corrispondenza di un certo intervallo temporale, seguono più frequentemente rallentamenti o vere e proprie battute di arresto. In sostanza non si evidenzia con i tassi di crescita un condizionamento storico sull'evoluzione degli stessi. Non è invece così nel caso dei coefficienti di specializzazione. Si evidenzia infatti una persistenza rilevante nelle classi estreme indicando che comparti manifatturieri in contesti territoriali anche diversi ma fortemente specializzati o despecializzati hanno una grande probabilità di rimanere nella medesima classe di partenza (Tabella 21). I valori sulla diagonale principale tendono infatti a diminuire in corrispondenza delle classi centrali ed in misura più evidente nella classe mediana e nella quarta classe. L'analisi della distribuzione ergodica non conferma, nel caso delle specializzazioni regionali nei settori manifatturieri, la presenza di un processo di convergenza. La distribuzione stazionaria tende a distribuirsi in maniera abbastanza uniforme nei pentili. Ciò sta ad indicare che, in generale non vi è un processo di rincorsa né verso la specializzazione né verso la despecializzazione. Le condizioni iniziali caratterizzano, soprattutto nelle classi estreme, la situazione futura e ciò risulta tanto più evidente, come vedremo di seguito, in alcune ripartizioni geografiche. Ciò è ulteriormente confermato dall'analisi della correlazione intracensuaria per le ripartizioni geografiche (Tabella 22).

L'analisi del grado di mobilità/persistenza delle unità economiche in riferimento alla specializzazione per ripartizione geografica mostra che la persistenza nella medesima classe di partenza è particolarmente evidente nel caso delle regioni nord-occidentali (Tabella 23). Ciò avviene in modo particolare nelle ultime due classi dove la mobilità è addirittura nulla.¹² Anche le uni-

¹² Anche in questo caso come precedentemente nel caso delle matrici di transizione costruite sui tassi di crescita, la suddivisione dei valori in classi per le matrici relative alle singole ripartizioni geografiche, è stata mantenuta

Tabella 22: Correlazione intracensuaria fra coefficienti di specializzazione per ripartizione geografica

	1937-27	1951-37	1961-51	1971-61	1981-71	1991-81
Nord-Ovest	0,91	0,86	0,91	0,97	0,98	0,94
Nord-Est	0,44	0,73	0,63	0,90	0,92	0,93
Centro	0,60	0,44	0,52	0,93	0,93	0,70
Sud	0,68	0,79	0,84	0,77	0,92	0,88
Totale	0,60	0,59	0,65	0,84	0,93	0,81

tà che partono da una situazione di forte despecializzazione (I classe) presentano una scarsa tendenza a migrare verso classi superiori e comunque quando ciò avviene è solo verso la classe contigua. La mobilità è sensibilmente più evidente nella seconda e terza classe dove a fronte di valori sulla diagonale comunque superiori si ha una probabilità di circa il 20% di avanzare o di retrocedere nelle classi contigue.

Situazione simile nelle regioni nord-orientali (Tabella 24), anche se qui il condizionamento storico sembra essersi accentuato negli ultimi decenni (la correlazione fra coefficienti di specializzazione intracensuari è cresciuta notevolmente negli anni (Tabella 22)).

Tabella 23: Matrice di transizione a 5 stati dei coefficienti di specializzazione nel Nord-Ovest dal 1927 al 1991

	< 0,4335	0,4335; 0,7451	0,7451; 1,0392	1,0392; 1,4927	> 1,4927
(34)	0,83	0,17			
(78)	0,21	0,57	0,21		
(61)		0,22	0,56	0,22	
(67)				1,00	
(30)					1,00

Le regioni del Centro (Tabella 25) e quelle del Sud (Tabella 26) sono invece caratterizzate da una discreta mobilità per le unità che partono dalla classe modale o dalla quarta classe. Nel

identica a quella relativa a tutte le regioni. Ciò si riflette sulla diversità della distribuzione del numero di volte che le unità si sono trovate nelle classi individuate; queste sono generalmente molto più addensate nelle classi centrali considerando le ripartizioni settentrionali, mentre sono generalmente più polarizzate considerando le regioni del mezzogiorno.

Tabella 24: Matrice di transizione a 5 stati dei coefficienti di specializzazione nel Nord-Est dal 1927 al 1991

	< 0,4335	0,4335; 0,7451	0,7451; 1,0392	1,0392; 1,4927	> 1,4927
(45)	0,75	0,25			
(67)	0,08	0,85	0,08		
(122)		0,24	0,64	0,12	
(75)			0,56	0,22	0,22
(51)					1,00

Tabella 25: Matrice di transizione a 5 stati dei coefficienti di specializzazione nel Centro dal 1927 al 1991

	< 0,4335	0,4335; 0,7451	0,7451; 1,0392	1,0392; 1,4927	> 1,4927
(58)	0,88	0,13			
(68)	0,13	0,80		0,07	
(64)		0,43	0,43	0,14	
(79)		0,07	0,36	0,36	0,21
(91)				0,19	0,81

caso del Centro è tuttavia maggiore la probabilità di retrocedere dalla terza alla seconda classe mentre nel Mezzogiorno, in corrispondenza della medesima classe la probabilità di avanzare verso le classi superiori è complessivamente del 46% in cui spicca un 8% di passaggi verso la quinta classe, con maggiore specializzazione.

Tabella 26: Matrice di transizione a 5 stati dei coefficienti di specializzazione nel Sud dal 1927 al 1991

	< 0,4335	0,4335; 0,7451	0,7451; 1,0392	1,0392; 1,4927	> 1,4927
(205)	0,67	0,21	0,13		
(98)	0,09	0,74	0,17		
(77)			0,54	0,38	0,08
(97)		0,05	0,32	0,53	0,11
(153)				0,12	0,88

4 Specializzazione e varietà nello sviluppo italiano

L'analisi univariata dei processi di convergenza e/o di persistenza nei tassi di crescita e nei coefficienti di specializzazione effettuata nel paragrafo precedente verrà ora approfondita in due direzioni. Da un lato, si proporrà un'analisi multivariata del ruolo che la specializzazione e la varietà hanno avuto nel processo di crescita del sistema industriale italiano. Dall'altro, il ruolo della stabilità o meno delle specializzazioni produttive verrà ulteriormente esplorato attraverso l'utilizzo di un modello autoregressivo.

Attraverso la stima di un modello econometrico che sfrutta la struttura panel dei dati impiegati¹³ è possibile valutare l'esistenza o meno di convergenza, e l'impatto di specializzazione e varietà sulla crescita di lungo periodo in Italia e nelle quattro ripartizioni territoriali nel periodo 1951-1991.¹⁴ Come si è già detto (nota 1) non è stato possibile calcolare un indicatore della struttura di mercato. Tuttavia, l'utilizzo di un modello panel con effetti individuali dovrebbe

¹³Si veda l'Appendice A.3 per la specificazione econometrica adottata e per la definizione delle variabili stimate.

¹⁴La scelta di questo periodo è stata motivata da considerazioni di tipo econometrico. Infatti, diverse versioni del modello di base sono state stimate anche per un intervallo di tempo più esteso, ottenendo tuttavia risultati decisamente più deboli. Per questa ragione, si è deciso di presentare ed analizzare soltanto le stime riferite al dopo-guerra.

consentirci di superare in parte tale limite e di 'catturare' caratteristiche 'non-osservate' delle singole industrie locali.

La Tabella 27 mostra i risultati empirici per le 18 regioni prese in esame e per gli intervalli di tempo 1951-1961, 1971-1961, 1981-1971 e 1991-1981. L'analisi econometrica è stata condotta utilizzando due diverse specificazioni del modello: una senza la variabile che dovrebbe 'catturare' la domanda finale dell'industria a livello nazionale ed una invece che 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.

Tabella 27: Esternalità dinamiche: stime panel (Italia, 1991-1951)

	OLS	EF	EC	OLS	EF	EC
Cost.	1.632**	...	1.593**	1.464**	...	1.458**
Log(occ)	-0.115**	-0.121**	-0.117**	-0.110**	-0.121**	-0.114**
Spec	-0.171**	-0.180**	-0.174**	-0.161**	-0.176**	-0.164**
Var	-1.273**	-0.353**	-0.966**	-1.019**	-0.326	-0.857**
Dom Fin	0.574**	0.149*	0.442**
N. Oss.	1080	1080	1080	1080	1080	1080
\bar{R}^2	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 statistics		2.046			1.758	
		[0.000]			[0.000]	
Hausman			7.194			45.952
			[0.065]			[0.000]

** significativo al 5%, * significativo al 10%.

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 ognuna delle industrie regionali degli eventuali effetti individuali non osservabili: come per esempio, la struttura del mercato locale o altre caratteristiche specifiche di questi comparti. La seconda stima è quella ad 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 ad 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 della eventuale presenza di effetti individuali non-osservabili — è stata realizzata utilizzando un test F, la cui ipotesi nulla è che gli effetti individuali non sono 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.

Dall'analisi del test F emerge 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 ad un modello panel EF non genera effetti statisticamente rilevanti sul segno dei coefficienti stimati, mentre aumenta significativamente il coefficiente di determinazione corretto che ha un valore pari a 0.56. Dal punto di vista economico, emerge come sia nella specificazione senza, sia in quella con la variabile di domanda finale, i tre regressori utilizzati siano statisticamente significativi. Più in particolare, dall'analisi congiunta di queste stime emergono tre aspetti di un certo interesse.

Innanzitutto, la specializzazione della struttura produttiva non sembra essere stata uno dei fattori fondamentali nello spiegare la crescita delle industrie a livello locale in Italia, anzi il suo effetto sarebbe stato di natura contraria. Dalle stime emerge infatti che il processo di sviluppo occupazionale è stato fatto registrare da settori de-specializzati piuttosto che da sistemi produttivi locali specializzati.

In secondo luogo, la varietà dell'ambiente produttivo e, più in generale, dei contesti economici è stata una delle variabili chiave nello spiegare la crescita delle industrie locali in Italia. Si tratta di un risultato che apparentemente sembra contrastare con alcune delle tradizionali interpretazioni dello sviluppo locale italiano generalmente basate sul concetto di distretto industriale.

Nell'ambito di queste impostazioni di analisi il distretto e/o il sistema produttivo locale sono stati generalmente identificati come aree territorialmente circoscritte caratterizzate da una forte specializzazione produttiva e da marcata divisione del lavoro tra imprese. In queste strutture produttive la trasmissione delle idee, delle innovazioni e delle conoscenze 'tacite' assumerebbe il carattere di spillover intra-industriali: vale a dire, interesserebbe imprese appartenenti allo stesso settore. Dalla nostre evidenze emerge invece che gli spillover si sarebbero realizzati tra imprese che operano in comparti diversi, individuando pertanto nella diversificazione della struttura produttiva uno dei fattori cruciali per spiegare lo sviluppo dell'industria italiana. Come si è già detto, l'enfasi che la nostra analisi empirica attribuisce alla varietà, seppur discostandosi da altre interpretazioni dello sviluppo industriale italiano, non costituisce un risultato completamente nuovo nell'ambito della letteratura sui sistemi locali. Basti pensare infatti ai risultati di alcune indagini empiriche che hanno identificato nella 'gemmazione' di nuovi distretti da distretti preesistenti uno dei meccanismi fondamentali di sostegno dei processi di sviluppo

locale.¹⁵ Nel corso del processo evolutivo il sistema locale tende ad articolarsi su un numero sempre maggiore di settori che identificano nel continuo 'scambio' di informazioni, competenze e lavoratori specializzati tra i diversi settori - in altri termini negli spillover inter-settoriali - uno dei fattori chiave di vantaggio competitivo e quindi di sviluppo del sistema.

Il terzo ed ultimo punto è relativo alla domanda finale che risulta anch'essa statisticamente significativa. Si tratta di un'evidenza che enfatizza il ruolo sia della domanda interna (per esempio, della spesa per consumi delle famiglie), sia della componente estera della stessa (i flussi di esportazione) quali elementi cruciali nell'attivazione dei percorsi di sviluppo.

L'analisi precedente è stata sviluppata anche a livello delle quattro ripartizioni territoriali nelle quali viene tradizionalmente distinto il sistema industriale italiano. Ciò ci consente infatti di differenziare l'analisi precedente, tenendo conto delle specificità delle singole aree geografiche sia in termini di struttura ed organizzazione industriale che di contesto sociale ed istituzionale. I principali risultati ottenuti per ciascuna delle quattro ripartizioni prese in esame sono i seguenti.

Tabella 28: Esternalità dinamiche: stime panel (Nord-Ovest, 1991-1951)

	OLS	EF	EC	OLS	EF	EC
Cost	0.507**	...	0.417**	0.302**	...	0.312**
Log(occ)	-0.011	-0.019	-0.016	-0.011	-0.023*	-0.017
Spec	-0.059	-0.088*	-0.075	-0.109**	-0.099**	-0.101**
Var	-1.494**	-0.342	-0.846**	-0.775**	-0.177	-0.524
Dom Fin	0.725**	0.507**	0.625**
N. Oss.	180	180	180	180	180	180
\overline{R}^2	0.061	0.402	0.468	0.286	0.489	0.281
SER	0.344	0.274	0.346	0.299	0.253	0.302
F statistics		3.281			2.577	
		[0.000]			[0.000]	
Hausman			8.220			10.513
			[0.041]			[0.032]

** significativo al 5%, * significativo al 10%.

¹⁵L'esperienza della nascita e dello sviluppo del distretto modenese del meccano-ceramico dal preesistente distretto di Sassuolo o quella del distretto meccano-alimentare formatosi a partire dal comparto alimentare localizzato nella provincia di Parma supporta l'idea di uno sviluppo locale sostenuto dalla diversificazione della struttura produttiva.

Tabella 29: Esternalità dinamiche: stime panel (Nord-Est, 1991-1951)

	OLS	EF	EC	OLS	EF	EC
Cost.	1.581**	...	1.468**	1.129**	...	1.120**
Log(occ)	-0.054**	-0.031*	-0.046**	-0.037**	-0.026	-0.035**
Spec	-0.186**	-0.158**	-0.170**	-0.200**	-0.167**	-0.191**
Var	-3.473**	-2.867**	-3.347**	-2.177**	-2.142*	-2.221**
Dom Fin	0.644**	0.338**	0.592**
N. Oss.	240	240	240	240	240	240
\bar{R}^2	0.227	0.374	0.227	0.346	0.398	0.346
SER	0.371	0.333	0.371	0.341	0.327	0.341
F statistics		1.940			1.344	
		[0.005]			[0.072]	
Hausman			11.414			21.694
			[0.009]			[0.002]

** significativo al 5%, * significativo al 10%.

Tabella 30: Esternalità dinamiche: stime panel (Centro, 1991-1951)

	OLS	EF	EC	OLS	EF	EC
Cost.	2.132**	...	2.067**	1.669**	...	
Log(occ)	-0.171**	-0.151**	-0.166**	-0.156**	-0.147**	-0.155**
Spec	-0.163	-0.191**	-0.167**	-0.149**	-0.179**	-0.150**
Var	-1.361	2.711	-1.167	0.154	2.455	0.153
Dom Fin	0.758**	0.365*	0.744**
N. Oss.	240	240	240	240	240	240
\bar{R}^2	0.322	0.380	0.322	0.377	0.378	0.377
SER	0.596	0.570	0.596	0.571	0.567	0.571
F statistics		1.371			1.067	
		[0.059]			[0.366]	
Hausman			4.587			9.517
			[0.204]			[0.049]

** significativo al 5%, * significativo al 10%.

Per le regioni del Nord-Ovest (Tabella 28) le determinanti della crescita di lungo periodo dell'occupazione manifatturiera possono essere identificate nella presenza di industrie de-specializzate e nella spinta proveniente dalla domanda finale. Non risulta invece statisticamente significativo l'indicatore relativo alla varietà dell'apparato produttivo. In altri termini, i fattori che hanno caratterizzato il modello di sviluppo di quest'area vanno probabilmente ricercati altrove, probabilmente, come rilevato in altri lavori, nella presenza di economie interne di scala, legate a imprese di grandi dimensione (Cainelli e Leoncini, 1999b). Tale evidenza, come altre già presentate, suggerisce l'esistenza di una certa 'maturità' del sistema nel periodo considerato.

Tabella 31: Esternalità dinamiche: stime panel (Sud, 1991-1951)

	OLS	EF	EC	OLS	EF	EC
Cost.	1.689**	...	1.666**	1.634**
Log(occ)	-0.152**	-0.157**	-0.153**	-0.149**	-0.156**	-0.152**
Spec	-0.190**	-0.175**	-0.185**	-0.180**	-0.184**	-0.180**
Var	-0.054	0.413	0.084	-0.074	0.381	0.078
Dom Fin	0.266*	-0.230	0.132
N. Oss.	420	420	420	420	420	420
\bar{R}^2	0.274	0.373	0.274	0.278	0.375	0.276
F statistics		1.636			1.618	
SER	0.709	0.659	0.709	0.707	0.658	0.708
		[0.000]			[0.000]	
Hausman			2.136			17,020
			[0.544]			[0.001]

** significativo al 5%, * significativo al 10%.

Dall'analisi della specificazione, sia senza, sia con la domanda finale emerge che lo sviluppo locale delle regioni del Nord-Est (Tabella 29) è stato invece guidato da forme di esternalità dinamica centrate su spillover inter-industriali, mentre la specializzazione, come si è già visto anche per l'Italia, sembra aver avuto, almeno su base sistematica, un effetto negativo sulla crescita. Questo naturalmente non significa che in alcuni casi di eccellenza — spesso molto enfatizzati nella letteratura italiana — la specializzazione produttiva di un'area non sia stata la pre-condizione fondamentale del successivo sviluppo locale (si pensi al caso di alcuni distretti industriali come quelli dell'area carpigiana o di Prato). Ciò che si intende affermare è che in media e a livello del complesso dei sistemi locali esaminati i settori cresciuti maggiormente sono quelli che partivano da una situazione di relativa de-specializzazione.

Per converso, la diversificazione produttiva sembra aver giocato in queste regioni un ruolo di grande rilievo, favorendo la trasmissione delle idee e delle competenze tra i diversi settori del sistema. Una interpretazione alternativa è che il grado di complessità e di articolazione di una struttura industriale costituisce una condizione per favorire e sostenere il processo di crescita di un sistema locale: in questo senso un ruolo di grande importanza può averlo sia la terziarizzazione sia la crescente integrazione tra industria e servizi.

Tabella 32: Specializzazione produttiva

Anni	Italia		Nord-Ovest		Nord-Est		Centro		Sud	
	R^2	b	R^2	b	R^2	b	R^2	b	R^2	b
27/11	0,635	0,779**	0,726	0,709**	0,677	1,297**	0,562	0,628**	0,737	0,951**
37/27	0,355	0,674**	0,794	0,836**	0,181	0,253	0,370	0,63**	0,421	0,999**
51/37	0,348	0,775**	0,740	1,127**	0,522	0,818**	0,176	0,894**	0,626	0,665**
61/51	0,416	0,429**	0,814	0,667**	0,384	0,606**	0,253	0,276*	0,700	0,71**
71/61	0,710	0,805**	0,929	0,946**	0,801	0,849**	0,869	0,744**	0,589	0,835**
81/71	0,849	0,900**	0,953	1,035**	0,849	0,965**	0,871	0,838**	0,825	0,901**
91/81	0,656	0,815**	0,891	0,822	0,869	0,884**	0,477	0,949	0,765	0,734**
N.Oss.	270		45		60		60		105	

** significativo al 5%, * significativo al 10%.

Il Centro (Tabella 30) e il Sud (Tabella 31) evidenziano invece una situazione contraddistinta dal ruolo negativo della specializzazione e positivo della domanda finale. Inoltre, in entrambe queste due aree i settori presi in esame hanno manifestato, come si è già rilevato, la tendenza ad un processo di convergenza (certamente significativo negli anni '50), a testimonianza del fatto che in queste regioni coesistevano forti squilibri sia a livello settoriale sia territoriale.

Infine, venendo ai risultati delle regressioni¹⁶ sulla stabilità o meno delle specializzazioni produttive della struttura industriale italiana (Tabella 32), viene confermata l'esistenza, sia per l'Italia sia per le quattro ripartizioni territoriali, di una notevole 'stabilità' nel tempo dei *pattern* di specializzazione. Infatti, i parametri stimati del coefficiente angolare delle diverse regressioni cross section sono assai elevati, con valori generalmente compresi, salvo qualche eccezione, nell'intervallo tra 0,7 e 1. Questo risultato sottolinea la tendenza del sistema industriale italiano a rafforzare le specializzazioni nei settori meno specializzati e ad indebolire invece la specializzazione di quelli che già lo erano, pur presentando, come si è già visto, un certo grado di persistenza.

¹⁶I dettagli della specificazione econometrica adottata sono riportati in Appendice A.4.

5 Conclusioni

I risultati empirici di questo lavoro consentono di evidenziare alcuni aspetti — taluni noti ed altri meno — della dinamica di lungo termine dell'industria italiana, che possono essere letti in chiave delle possibili implicazioni di politica industriale: (i) il sistema manifatturiero italiano è stato caratterizzato da un processo di sostenuto mutamento della struttura produttiva, con la perdita di peso di settori importanti quali tessile, abbigliamento e alimentare; (ii) nonostante il forte cambiamento nel peso relativo dei settori, il modello di specializzazione produttiva italiano è estremamente stabile nel tempo. Si forma infatti a partire dall'inizio del secolo ed è composto per lo più da settori classificati come tradizionali; (iii) il sistema manifatturiero italiano presenta un elevato grado di polarizzazione regionale, per lo più persistente, a testimonianza di un processo di crescita squilibrato. Un processo di 'convergenza relativa' si ha soltanto negli anni del boom economico. A partire dagli anni '70 tuttavia il processo di divaricazione è ripreso; (iv) l'analisi della convergenza dei tassi di crescita nei settori manifatturieri ha consentito di accettare questa ipotesi dal decennio 1937-27 a quello 1991-1981. Tuttavia i periodi intermedi registrano fasi alterne. Si registra inizialmente, infatti, una generale tendenza alla divergenza dei valori, in forte ribasso per gli anni a cavallo della seconda guerra mondiale e del primo dopoguerra, e caratterizzati invece da una vera e propria 'esplosione' in positivo dei tassi di crescita negli anni '50; (v) la polarizzazione, oltre che inter-regionale, è stato anche un fenomeno intra-regionale. Infatti, lo sviluppo delle regioni settentrionali sembra aver seguito sentieri nettamente differenziati rispetto a quelli delle regioni centrali, e ancor più rispetto a quelli delle regioni meridionali. Le regioni del Nord-Ovest presentano un range estremamente ridotto dei tassi di crescita, quelle del Nord-Est sono quelle caratterizzate da un più accentuato processo di convergenza, mentre quelle del Centro e quelle del Mezzogiorno evidenziano la maggiore variabilità dei tassi di crescita attorno alla media, soprattutto nel periodo a cavallo della seconda guerra mondiale e negli anni '50; (vi) i tassi di crescita tra i diversi periodi presi in esame sono caratterizzati da un grado di persistenza non irrilevante (persistenza che è invece molto marcata nel caso della specializzazione produttiva), anche se sembra prevalere una certa tendenza alla mobilità. Ciò parrebbe confermare il ruolo delle condizioni 'storiche' di un'area nello spiegare la sua evoluzione nel tempo; infine, (viii) la varietà, intesa come livello di differenziazione della struttura produttiva, sembra aver giocato, in particolar modo nelle regioni del Nord-Est, un ruolo di grande rilievo nella determinazione delle modalità di sviluppo. Per converso, la specializzazione non sembra aver avuto un ruolo analogo, confutando alcune delle opinioni più diffuse circa le determinanti dello sviluppo industriale a livello regionale in Italia.

Da quanto appena detto può discendere l'attenzione per una prospettiva di lungo termine nell'analisi delle politiche pubbliche. Uno sviluppo industriale 'sostenibile' è un processo estre-

mamente complesso, prodotto congiunto di eventi economici, sociali e storici, per cui i risultati economici in senso stretto di certe politiche sono apprezzabili soltanto nel lungo periodo, dopo che le diverse componenti che costituiscono il sistema hanno avuto modo di reagire ed adattarsi. La performance tecno-economica del sistema industriale è infatti il risultato di una serie di interrelazioni di tipo sistemico ed istituzionale (Leoncini, 1998; Leoncini *et al.*, 1996), che si potrebbero anche configurare come modelli di capitalismo (Albert, 1991). Perciò, politiche congiunturali, che oltretutto sono spesso legate a necessità di consenso di breve periodo, hanno in molti casi il problema di tenere presenti questi elementi e di non avere un profilo temporale specifico nella definizione, a volte solamente implicita, del rapporto costi-benefici. Spostando l'orizzonte dell'analisi dal breve al lungo termine, la nostra indagine ha pertanto l'ambizione di indurre a prendere in esame questi elementi.

Partendo da queste considerazioni, i diversi risultati emersi possono trovare corrispondenza in alcune indicazioni di policy. Per quanto concerne la stabilità del modello di specializzazione, questo può essere interpretato come la necessità di ricorrere ad una impostazione di policy maggiormente orientata ad azioni ed interventi di lungo periodo. Se infatti è vero che le specializzazioni produttive italiane hanno subito modesti cambiamenti nel corso dell'ultimo secolo, allora appare evidente il bisogno di ricorrere a politiche tese sia a generare processi di differenziazione verticale e/o orizzontale delle strutture produttive sia ad aumentare il grado di connettività fra le diverse componenti del sistema. In entrambi i casi, l'obiettivo è quello di minimizzare i rischi connessi ad un modello di specializzazione eccessivamente 'rigido' a favore invece di un assetto produttivo maggiormente capace di adattarsi il più rapidamente possibile ai mutamenti della domanda e delle condizioni tecnologiche e, quindi, di far fronte ad un ambiente caratterizzato da un'incertezza sistematica.

Anche la varietà sembra aver giocato un ruolo di grande rilievo nei processi di evoluzione e di crescita dei sistemi locali in Italia. Anche da questa evidenza empirica emerge l'importanza di associare a politiche industriali volte al sostegno dei processi di specializzazione produttiva, un insieme di azioni finalizzate a favorire le connessioni inter-industriali tra imprese.¹⁷ In termini di politiche, tuttavia, il concetto di varietà può avere una interpretazione più ampia ed interessare non soltanto le attività manifatturiere di un sistema locale. Diversificazione di una struttura produttiva può infatti anche significare sia una maggiore articolazione a livello locale del settore terziario (con un'ampia localizzazione di imprese che offrono servizi all'impresa e alla

¹⁷ È significativo notare come sia le politiche industriali di regioni come l'Emilia Romagna che alcune recenti iniziative collegate agli obiettivi dei Fondi Strutturali dell'Unione Europea si muovano in questa direzione. Nella costituzione di centri di servizi reali di tipo 'orizzontale' come è avvenuto in Emilia Romagna nel corso degli anni '80 o nelle misure di diversificazione produttiva di aree specializzate come quelle che hanno caratterizzato alcuni interventi dei Fondi Strutturali si possono infatti riconoscere azioni di politica industriale finalizzate a favorire una maggior varietà dei sistemi produttivi locali.

persona) sia la presenza di una ramificata struttura di relazioni tra gli agenti (imprese, famiglie, pubblica amministrazione, ecc.) del sistema locale. In alcune regioni italiane quest'ultimo fenomeno ha trovato terreno fertile nel cosiddetto sistema delle istituzioni 'intermedie': ossia, in quel complesso di enti territoriali, associazioni di categoria ed imprenditoriali, organizzazioni sindacali, forme associative. Spesso, infatti, queste hanno svolto una funzione connettiva tra le diverse componenti dei sistemi locali, consentendo in tal modo di attivare sia processi di coordinamento 'implicito' tra le varie funzioni/componenti del sistema sia processi di diffusione di informazioni, di conoscenze (tacite e non) e di competenze tra le stesse.

6 Riferimenti bibliografici

- Albert M. (1991), *Capitalismo contro capitalismo*, Il Mulino, Bologna.
- Amendola G., Guerrieri P. E Padoan P.C. (1992), Specializzazione commerciale e specializzazione tecnologica. Un confronto internazionale, in Boitani A. E Ciciotti E. (a cura di), *Innovazione e competitività nell'industria italiana*, Il Mulino, Bologna.
- Bailey N. (1964), *The Elements of Stochastic Processes*, John Wiley & Sons.
- Barro R. e Sala-i-Martin X. (1992), Convergence, *Journal of Political Economy*, vol. 100, pp. 223-251.
- Becattini G. (a cura di) (1987), *Mercato e forze locali: il distretto industriale*, Il Mulino, Bologna.
- Becattini G. e Rullani E. (1993), Sistema locale e mercato globale, *Economia e Politica Industriale*, n. 80, pp. 25-49.
- Brusco S. (1989), *Piccole imprese e distretti industriali*, Rosenberg & Sellier, Torino.
- Brusco S. e Paba S. (1997) Per una storia dei distretti industriali italiani dal secondo dopoguerra agli anni novanta, in Barca F. (a cura di), *Il capitalismo italiano dal dopoguerra a oggi*, Donzelli, Roma.
- Cainelli G. e Leoncini R. (1999a), Il ruolo della manifattura nel cambiamento strutturale e nello sviluppo locale di lungo periodo in Italia, in IDSE-CNR, *Trasformazioni strutturali e competitività dei sistemi locali di produzione*, Franco Angeli, Milano.
- Cainelli G. e Leoncini R. (1999b), Externalities and long-term local industrial development: some empirical evidence from Italy, *Revue d'Economie Industrielle*, in corso di pubblicazione.
- Cainelli G. e Stampini M. (1999a), Problemi di standardizzazione a livello regionale dei censimenti industriali italiani: 1911-1951, in IDSE-CNR, *Trasformazioni strutturali e competitività dei sistemi locali di produzione*, Franco Angeli, Milano.
- Cainelli G. e Stampini M. (1999b), Problemi di standardizzazione a livello provinciale dei censimenti industriali italiani: 1951-1991, in IDSE-CNR, *Trasformazioni strutturali e competitività dei sistemi locali di produzione*, Franco Angeli, Milano.
- Carree M. e Klomp L. (1997), Testing the convergence hypothesis: a comment, *Review of*

- Economics and Statistics*, pp. 683-686.
- Dalum B., Laursen K. e Villumsen G. (1998), Structural change in OECD export specialisation patterns: de-specialization and 'stickiness', *International Review of Applied Economics*, vol. 12, pp. 423-439
- Glaeser E., Kallal H., Scheinkman J. e Schleifer A. (1992), Growth in cities, *Journal of Political Economy*, vol. 100, pp. 1126-1152.
- Henderson V. (1996), *Externalities and Industrial Development*, Brown University, mimeo.
- Henderson V., Kuncoro A. e Turner M. (1995), Industrial development in cities, *Journal of Political Economy*, vol. 103, pp. 1067-1090.
- IDSE, (1999), *Trasformazioni strutturali e competitività dei sistemi locali di produzione*, Franco Angeli, Milano.
- Jacobs J. (1969), *The Economy of Cities*, Vintage, New York.
- Leoncini R. (1998), The nature of long-run technological change: innovation, evolution and technological systems, *Research Policy*, vol. 27, pp. 75-93.
- Leoncini R., Maggioni M. e Montresor S. (1996), Intersectoral innovation flows and national technological systems: network analysis for comparing Italy and Germany, *Research Policy*, vol. 25, pp. 415-430.
- Lichtenberg F.R. (1994), Testing the convergence hypothesis, *Review of Economics and Statistics*, pp. 576-579.
- 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. 426-434.
- Quah D. (1996a), Convergence empirics across economies with (some) capital mobility, *Journal of Economic Growth*, vol. 1, pp. 95-124.
- Quah D. (1996b), Empirics for economic growth and convergence, *European Economic Review*, vol. 40, pp. 1353-1375.
- Quah D. (1996c), Regional convergence clusters across Europe, *CEPR Working Paper*, n. 1286.
- Quah D. (1996d), Twin peaks: growth and convergence in models of distribution dynamics,, *Economic Journal*, vol. 106, pp. 1045-1055.
- Quah D. (1997), Empirics for growth and distribution: stratification, polarization, and convergence clubs, *Journal of Economic Growth* vol. 2, pp. 27-59.
- Sala-i-Martin X. (1996), Regional cohesion: evidence and theories of regional growth and convergence, *European Economic Review*, vol. 40, pp. 1325-1352.
- Schumpeter J. (1943), *Capitalism, Socialism and Democracy*, Allen Unwin, London.
- White H. (1980), Heteroskedasticity-consistent covariance matrix and a direct test for heteroskedasticity, *Econometrica*, vol. 48, pp. 721-746.

A Appendice

A.1 Verifica delle ipotesi di σ -convergenza

Le ipotesi di convergenza dei tassi di crescita nel periodo 1927-1991 e in alcuni sottoperiodi sono state testate utilizzando alcune statistiche basate sulle varianze dei tassi di crescita dei 15 settori manifatturieri nelle 18 regioni all'inizio ed alla fine di ciascun periodo considerato.

I test utilizzati sono stati proposti da Lichtenberg (1991) e più recentemente da Carree e Klomp (1997) per verificare la convergenza della produttività nei 22 paesi OECD per il periodo 1960-1985. Carree e Klomp (1997) hanno proposto due test (T_2 e T_3) alternativi al test T_1 di Lichtenberg (1991), costituito dal semplice rapporto fra le varianze di inizio e fine periodo, per verificare l'ipotesi che le varianze nel primo e nell'ultimo periodo fossero uguali. Il primo test, T_2 è stato ottenuto usando il test del rapporto di verosimiglianza, mentre T_3 , è stato messo a punto derivando la distribuzione (asintotica) corretta della statistica T_1 di Lichtenberg puntualizzata da Carree e Klomp (1997). Le grandezze da utilizzare per questi test sono quindi:

- la varianza tra le unità considerate (es. paesi) nel primo anno $\hat{\sigma}_1^2$;
- la varianza fra le unità nell'ultimo anno considerato $\hat{\sigma}_T^2$;
- la covarianza fra questi due anni $\hat{\sigma}_{1T}^2$;
- la stima dei minimi quadrati di π .

La stima di π deriva dall'equazione

$$Y_{iT} = \pi Y_{i1} + u_i, \quad i = 1, \dots, N.$$

mentre l'espressione per la statistica T_2 è

$$T_2 = (N - 2, 5) \ln \left[1 + \frac{1}{4} \frac{(\hat{\sigma}_1^2 + \hat{\sigma}_T^2)^2}{\hat{\sigma}_1^2 \hat{\sigma}_T^2 - \hat{\sigma}_{1T}^2} \right]$$

che ha distribuzione limite la $\chi^2(1)$ (Carree e Klomp, 1997).

Al contrario, T_3 rappresenta un test statistico corretto del rapporto delle varianze, il quale ha, asintoticamente, una distribuzione normale standardizzata. Si ha quindi

$$T_3 = \frac{\sqrt{N}(\hat{\sigma}_1^2/\hat{\sigma}_T^2 - 1)}{2\sqrt{1 - \hat{\pi}^2}}.$$

Le ultime considerazioni riguardano il test di Lichtenberg ($T_1 = \frac{\hat{\sigma}_1^2}{\hat{\sigma}_T^2}$). Alcuni autori infatti (Carree, Klomp, 1997) non supportano l'attendibilità delle valutazioni di Lichtenberg sulla distribuzione F di questo test; questa assunzione non è infatti corretta nel caso in cui il valore

di π sia superiore a 0 e la deviazione del test statistico da una distribuzione F è tanto superiore quanto più grande è π . L'implicazione che ne può derivare è che si ha un'alta probabilità di commettere un errore del II tipo (di accettare, non correttamente, l'ipotesi nulla di non convergenza).

La costruzione del test T_1 può passare tuttavia attraverso una valutazione preliminare dell'ipotesi di "mean reversion" ovvero l'ipotesi che le unità economiche (settori manifatturieri nelle diverse regioni) con i livelli iniziali più bassi tendano ad avere successivamente la più alta crescita nei livelli di occupazione o di specializzazione. In sostanza dalla stima delle regressioni cross-section

$$Y_{iT} = \pi Y_{i1} + u_i, \quad i = 1, \dots, N.$$

se π è significativamente minore di 1, si può rifiutare l'ipotesi nulla di assenza di *mean reversion*. Successivamente per testare l'ipotesi nulla di non convergenza sarà sufficiente costruire la statistica: R^2/π^2 che è equivalente al rapporto fra la varianza di Y_{i1} e la varianza di Y_{iT} . Se il rapporto è maggiore di 1 e significativo allora si può rifiutare l'ipotesi nulla di non convergenza, facendo attenzione alle considerazioni evidenziate precedentemente.

A.2 Matrici di transizione

L'utilizzo delle matrici di transizione ai fini dell'analisi della mobilità relativa delle unità economiche all'interno di un certo numero di classi è stato recentemente proposto da Quah (1993).

Indicando con F_t la distribuzione dei tassi di crescita intracensuari nel periodo t nei settori manifatturieri nelle regioni italiane, rilevati in occasione dei censimenti delle attività produttive a partire dal 1927, se ne può indicare l'evoluzione mediante:

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

dove M trasforma una distribuzione nell'altra. M contiene l'informazione relativa al fatto che tassi di crescita, ad esempio, nel tessile della Toscana e dell'Umbria o nell'alimentare della Puglia e dell'Emilia-Romagna, i quali furono simili dal 1937 al 1927 transitarono successivamente verso classi di valori diverse. Un'analisi attraverso medie o deviazioni standard delle distribuzioni non sarebbe sufficiente a rilevare i movimenti all'interno della distribuzione.

L'equazione (1) è simile ad un modello autoregressivo di primo ordine, con l'eccezione del fatto che i valori sono individuati da distribuzioni e non da scalari o vettori numerici.

Anche nel caso di F_t in analogia con i modelli autoregressivi non vi sono ragioni che implicano necessariamente un processo di primo ordine o una relazione invariante rispetto al tempo. In ogni caso la (1) rappresenta il primo passo per analizzare le dinamiche di F_t . L'iterazione fornisce una previsione per le distribuzioni cross-section future:

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

che per s tendente ad infinito, identifica la distribuzione di lungo termine dei tassi di crescita. Fenomeni di convergenza si possono evidenziare se la distribuzione F_{t+s} tende ad avere un

addensamento in corrispondenza di un range di valori ristretto. L'operatore M della 1 viene stimato mediante una suddivisione dell'insieme dei valori dei tassi di crescita in intervalli che consentono di ottenere classi di dimensione uguale. Le caratteristiche rilevanti di M vengono quindi descritte mediante una matrice di transizione 5×5 in cui ciascuna cella (j, k) rappresenta la probabilità che una unità economica transiti, dal periodo t al periodo $t + 1$, dalla classe j alla classe k .

A.3 Analisi dell'impatto delle esternalità sulla crescita

Modelli che consentono di esaminare il tipo di esternalità discusse nel paragrafo 4 di questo lavoro sono stati proposti da Glaeser *et al.* (1992) ed Henderson *et al.* (1995). In tali modelli il tasso di crescita dell'occupazione di un'industria locale in un dato periodo di tempo dipende 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 ed infine dalla componente locale della tecnologia, che incorpora invece le diverse forme di esternalità operanti nell'area: vale a dire, specializzazione con monopolio, specializzazione con concorrenza e varietà. Il modello utilizzato in questo lavoro si discosta tuttavia per alcuni aspetti dalla specificazione 'originale' di Glaeser *et al.* (1992). Per mancanza di informazioni statistiche, nel modello stimato non si impiegano come regressori né il salario né l'indicatore relativo alla struttura di mercato. In tal senso nella nostra analisi empirica non è possibile distinguere tra esternalità di tipo MAR (specializzazione cum monopolio) ed esternalità di tipo Porter (specializzazione cum concorrenza). Tuttavia, sfruttando la struttura panel del dataset, è possibile tramite la stima di modelli *panel* ad effetti fissi 'catturare' effetti individuali non-osservabili delle singole industrie locali: tra questi un ruolo di primaria importanza è certamente giocato dalla forma di mercato.

La parametrizzazione econometrica che ci ha consentito di testare il possibile impatto che le due forme di esternalità dinamiche hanno sullo sviluppo di lungo periodo di industrie localizzate territorialmente è costituita dalla seguente equazione:

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

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

La variabile dipendente di questa relazione è il tasso di crescita dell'occupazione nell'industria i localizzata nella 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 .

$S_{i,t}^k$ è un indice di specializzazione dell'industria i nella regione k :

$$S_{i,t}^k = \frac{l_{i,k}/l_k}{l_{i,\Pi}/l_\Pi}$$

calcolato cioè confrontando la quota, in termini di addetti, dell'industria insediata in una data area geografica con la medesima quota di quell'industria calcolata a livello nazionale.

D_i è la variabile della domanda finale misurata per mezzo del tasso di crescita a livello nazionale dell'occupazione del medesimo settore.

Per stimare l'eventuale presenza di varietà nell'ambiente economico ed industriale circostante l'industria i viene utilizzato un indice di Herfindahl del tipo (Henderson, 1996):

$$V_{i,t}^k = \sum_{j \neq i} s_{j,k}^2$$

in cui $s_{i,k}$ è la quota, in termini di addetti, dell'industria i della regione k sul totale delle altre industrie locali, esclusa la i . Un aumento può essere interpretato come un aumento della concentrazione nell'ambiente esterno all'industria locale i in questione e dunque come una diminuzione della varietà del sistema locale.

Infine, $\epsilon_{i,k}$ si denota il termine d'errore che si ipotizza avere le consuete proprietà statistiche.

A.4 Analisi della stabilità delle specializzazioni produttive

Per analizzare l'eventuale 'stabilità' dei *pattern* di specializzazione produttiva dell'industria manifatturiera italiana nel periodo 1911-1991 sono state realizzate delle semplici regressioni cross-section. In questo modo si è inteso verificare in quale misura i vettori di specializzazione settoriali di ciascuna regione tendono a mutare nel corso degli anni ovvero mostrano caratteristiche di 'stabilità'. Dal punto di vista econometrico, sono state stimate per l'Italia e per ciascuna delle quattro ripartizioni territoriali prese in esame le seguenti relazioni:

$$Spec_{i,t} = \alpha + \beta Spec_{i,t-1} + \epsilon_{i,t}$$

dove i denota l'indice relativo ai 15 settori nelle diverse regioni e t e $t - 1$ l'anno di riferimento 'iniziale' e quello 'finale'. $\epsilon_{i,t}$ è il termine d'errore con media 0, omoschedastico e serialmente incorrelato. L'ipotesi di stabilità 'assoluta' e/o di invarianza strutturale nei vettori delle specializzazioni produttive delle diverse aree territoriali corrisponde ad un valore del coefficiente angolare della regressione, β , pari ad 1. Per converso, valori del coefficiente maggiori di 1 possono essere interpretati come un rafforzamento nelle specializzazioni dei settori già specializzati ed un ulteriore despecializzazione dei settori che erano già despecializzati. Valori del coefficiente β inferiori all'unità denotano invece la tendenza all'indebolimento della specializzazione nei settori già specializzati ed un rafforzamento della specializzazione nei settori meno specializzati (Amendola *et al.*, 1992 e Dalum *et al.*, 1998).