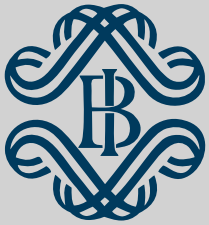
BANCA D'ITALIA

Temi di discussione

del Servizio Studi

Sulla crescita delle piccole imprese nell'industria manifatturiera italiana

di Luigi Federico Signorini



Numero 210 - Settembre 1993

BANCA D'ITALIA

Temi di discussione

del Servizio Studi

Sulla crescita delle piccole imprese nell'industria manifatturiera italiana

di Luigi Federico Signorini

Numero 210 - Settembre 1993

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

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

COMITATO DI REDAZIONE: *GIORGIO GOMEL, EUGENIO GAIOTTI, LUIGI GUISO, DANIELE TERLIZZESE; SILIA MIGLIARUCCI (segretaria).*

SULLA CRESCITA DELLE PICCOLE IMPRESE NELL'INDUSTRIA MANIFATTURIERA ITALIANA

di Luigi Federico Signorini (*)

Sommario

Tra le arretratezze o gli squilibri usualmente attribuiti al sistema industriale italiano vi è la presunta esistenza di ostacoli alla crescita delle piccole e medie imprese. E' certamente ragionevole avere come obiettivo la crescita aggregata dell'economia, ma ha un senso preoccuparsi della crescita delle singole imprese, in particolare delle imprese minori? E se sì, ci sono indizi che in Italia le piccole imprese incontrino particolari ostacoli alla crescita? Il lavoro: a) rende esplicite alcune premesse concettuali che potrebbero giustificare questa preoccupazione dal punto di vista teorico; b) discute, sulla base della nota "legge di Gibrat", uno schema di riferimento che consenta di mettere in relazione i patterns di crescita osservati con le teorie rilevanti; c) compie infine una verifica della legge di Gibrat utilizzando i dati della Centrale dei bilanci relativi alle imprese manifatturiere.

Il comportamento delle imprese manifatturiere italiane contraddice la legge di Gibrat. Le piccole imprese tendono ad avere tassi di sviluppo più alti della media; né ci sono indizi evidenti di vincoli alla crescita che operino selettivamente su di esse. Per vari motivi, la questione non può considerarsi chiusa; tuttavia, questa prima ricognizione empirica suggerisce quanto meno che l'esistenza di tali vincoli non dovrebbe essere semplicemente data per scontata, come talvolta avviene.

(*) Banca d'Italia, Sede di Firenze, Nucleo per la ricerca economica.

Indice

1. Introduzione ..... p. 7

2. Perché occuparsene? ..... p. 10

3. Uno schema di riferimento ..... p. 21

   3.1 La legge di Gibrat ..... p. 21
   3.2 Aspetti statistici ..... p. 22
   3.3 Aspetti economici ..... p. 24
   3.4 Aspetti econometrici ..... p. 29

4. Precedenti empirici ..... p. 36

   4.1 Generalità ..... p. 36
   4.2 Studi relativi all'Italia ..... p. 41

5. Dati e risultati ..... p. 49

   5.1 Scelte metodologiche ..... p. 49
   5.2 Analisi descrittiva ..... p. 53
   5.3 Analisi econometrica ..... p. 60
   5.4 Dimensione e varianza della crescita ..... p. 66

6. Conclusioni ..... p. 67

Tavole e grafici ..... p. 72
Appendice 1 ..... p. 82
Appendice 2 ..... p. 85
Riferimenti bibliografici ..... p. 94

1. Introduzione[1]

Tra le arretratezze o squilibri a torto o a ragione attribuiti al sistema industriale italiano, uno dei più spesso citati riguarda la distribuzione dimensionale delle imprese. Questa idea viene espressa in due modi diversi ma (in equilibrio dinamico) equivalenti: o come carenza di medie imprese, cioè eccessiva polarizzazione dimensionale (cfr. per esempio Cipolletta, 1990, p. 459); ovvero come vincolo alla crescita, in ragione del quale le piccole imprese incontrerebbero difficoltà di varia natura (istituzionale, finanziaria, culturale o quant'altro) per diventare, appunto, medie o grandi: "troppo pochi Benetton" (cfr. per esempio Barca e Ferri, 1993, par. 1). Può essere utile discutere e, nei limiti del possibile, verificare:

a) se il fenomeno effettivamente esiste;
b) in caso affermativo, se e sotto quali condizioni ha rilievo, cioè implicazioni di welfare;
c) in caso ancora affermativo, quali ne sono le cause e che cosa si potrebbe fare per rimuoverle.

---

[1] Ringrazio Magda Bianco, Giorgio Bodo e un anonimo referee per utili commenti. Le opinioni espresse sono personali e non coinvolgono l'Istituto di appartenenza.

Il presente lavoro intende fornire qualche prima evidenza circa il punto a) per mezzo di un'elaborazione su dati della Centrale dei bilanci. Si farà riferimento alla versione dinamica del concetto di squilibrio dimensionale, cioè alla supposta esistenza di vincoli allo sviluppo delle piccole imprese. (In tutto questo lavoro "crescita" e "sviluppo" sono sinonimi, e si riferiscono, se non altrimenti specificato, a grandezze microeconomiche.) La verifica della versione statica (carenza di medie o grandi imprese, da definire in qualche modo e rispetto a qualche standard) dovrà attendere la diffusione dei dati definitivi del Censimento 1991.

Significato e limiti delle elaborazioni compiute saranno presto precisati; i risultati, comunque, non sono qualitativamente dissimili - mutatis mutandis - da quelli ottenuti in studi analoghi riferiti a vari paesi ed estesi a un vasto arco temporale. In questo senso essi sono tutt'altro che sorprendenti. Le piccole imprese tendono ad avere tassi di crescita più alti della media e non ci sono indizi evidenti di vincoli alla crescita che operino selettivamente su di esse; la questione non è chiusa, ma l'onere della prova spetta ai sostenitori di tale tesi.

Prima di passare a esporre i dati che conducono a questa affermazione, sembra necessario discutere sinteticamente il punto b), cioè i motivi per cui l'intera questione dovrebbe interessarci. La sezione 2 è dedicata appunto a questo. La sezione 3 espone e discute alcune formulazioni alternative della legge della crescita microeconomica, e le relative implicazioni. Questo non è un lavoro teorico: non può però sottrarsi alla necessità di giustificare le scelte compiute nel trattamento dei dati con qualche richiamo a una letteratura peraltro assai vasta ed eterogenea.

Dopo una rapida rassegna di precedenti empirici (sez. 4), la sezione 5 presenta il campione, le elaborazioni e i risultati. E' giusto sottolineare che questi ultimi sono di tipo per così dire prima facie, e sono soggetti a varie obiezioni teoriche ed empiriche; la sezione conclusiva contiene una specie di programma di lavoro per ulteriori riflessioni e verifiche.

2. Perché occuparsene?

2.1 Lo studio delle leggi della crescita delle imprese manifatturiere ha un interesse conoscitivo in sé. Ma supponiamo di aver verificato in qualche modo l'esistenza di vincoli alla crescita delle piccole imprese e/o di una carenza di medie imprese. E' utile in questo caso domandarsi sotto quali condizioni una certa distribuzione dimensionale delle imprese è, ceteris paribus, preferibile a un'altra (aspetto statico), o una certa legge della crescita è preferibile a un'altra (aspetto dinamico), sulla base di considerazioni di efficienza o comunque di funzioni di preferenza sociali sufficientemente generali.

La distribuzione dimensionale delle imprese e i processi dinamici che la generano sono oggetto di una vasta letteratura, riconducibile in sostanza a due filoni che fanno riferimento rispettivamente alla tecnologia (in senso lato, cioè inclusa la "tecnologia" del fattore capacità manageriale) e alle forme di mercato. Non c'è spazio qui per una rassegna dettagliata (per cui si rinvia a Bianco e Sestito, 1993). Lo specifico oggetto del lavoro è l'eventuale presenza di vincoli alla crescita delle imprese esistenti; a questo ci limiteremo. Sarà escluso quindi, tra l'altro, l'esame dei meccanismi di entrata e uscita delle

imprese (effettivi e potenziali) e i riflessi di questi meccanismi sulla forma del mercato e indirettamente sul benessere.

Per sostenere che l'esistenza di vincoli alla crescita ha conseguenze indesiderabili sul benessere, la letteratura indica almeno tre strade.

2.2 Una prima strada è quella tradizionale, alla Marshall-Viner (Viner, 1932), basata sulle economie di scala, o più in generale sull'esistenza di curve di costo di lungo periodo non piatte. Eventuali vincoli al raggiungimento di dimensioni ottimali comportano ovviamente perdite di benessere. Studi di tipo ingegneristico continuano a trovare prove dell'esistenza di economie di scala a livello di stabilimento (cfr. da ultimo Canesi, 1990); ma, in un contesto più generale, considerazioni di vario genere sulla natura dei vantaggi comparati di scala (ruolo dell'innovazione di prodotto e di processo, mutamenti dei gusti, condizioni di impiego dei fattori primari, maggiore o minore stabilità dell'ambiente macro, ecc.) rendono più complesso il quadro. Barca e Magnani (1989, p. 176) sintetizzano la cosa negando che si possa "provare che [la] 'funzione di scala' sia semplice e analiticamente rappresentabile".

E' probabile comunque che in ogni industria esista quanto meno una dimensione minima efficiente; secondo la gran parte degli studi empirici, spesso si trovano curve di costo approssimativamente a L (Schmalensee, 1988). Se le imprese di dimensione subottimale incontrano ostacoli alla crescita, il processo produttivo è inefficiente.

2.3 Una seconda strada si potrebbe definire alla Schumpeter (o, magari, alla Benetton). La competitività e lo sviluppo di un sistema di imprese dipendono dalla sua capacità di generare innovazioni che consentano di percepire extraprofitti e/o di allargare le proprie quote di mercato. La questione del pattern dimensione/crescita rileva in tre modi, uno statico e due dinamici:

- se le innovazioni "schumpeteriane" avvengono solo in imprese che abbiano una certa dimensione minima, la frammentazione dell'apparato produttivo comporta un minor tasso di innovazione e quindi di crescita aggregata (cfr. ad esempio Evangelista e altri, 1991); va detto che questa ipotesi, dibattuta ad nauseam nella letteratura e talvolta sostenuta anche sulla base di verifiche empiriche come Istat (1985), in effetti è tutt'altro che in sintonia con lo Schumpeter della Teoria dello sviluppo (cfr. Schumpeter, 1946; trad. it. 1977, specie pp. 177-78);

- se una rapida espansione delle quote di mercato è condizione perché l'innovatore si appropri quanto più possibile del beneficio dell'innovazione, l'esistenza di vincoli alla crescita riduce l'incentivo a innovare;

- se l'espansione delle quote di mercato dell'innovatore originario è un modo più efficiente di diffondere i benefici dell'innovazione rispetto all'imitazione da parte dei concorrenti (presumibilmente tardiva e/o imperfetta), allora l'esistenza di vincoli alla crescita comporta un minore guadagno di <u>welfare</u> in seguito all'innovazione.

2.4 Una variante o reinterpretazione del ragionamento precedente, e più specificamente della parte dinamica, può rifarsi a Jovanovic (1982). Lo sviluppo (così come il declino ed eventualmente il fallimento) delle imprese è il risultato di un processo di selezione. "Qui si parrà la tua nobilitate": alla prova della competizione di mercato, l'impresa che si rivela efficiente sopravvive e cresce; quella inefficiente si contrae e sparisce. In questo contesto l'impresa efficiente prende il posto dell'innovatore schumpeteriano del paragrafo precedente. Qualunque vincolo alla crescita che non sia il risultato dell'inefficienza intrinseca dell'impresa deprime il benessere perché riduce, rispetto al caso non vincolato, la quota di mercato delle imprese efficienti.

Jovanovic propone il proprio modello precisamente per spiegare perché gli studi empirici tendono a trovare un tasso di crescita più elevato e variabile della media per le imprese molto piccole e giovani (torneremo sui risultati empirici noti nella sezione 4). E' per questo che interessa ai nostri fini. Siccome l'idea di un processo di selezione naturale è intuitivamente plausibile, ci si attende che le imprese giovani crescano in fretta o spariscano. E siccome le imprese giovani tendono a essere piccole e viceversa (per l'Italia cfr. Bianco e Sestito, 1992, spec. fig. 4.3; ma pare sia un fatto generale), ci si attende di trovare una relazione inversa tra dimensione e tasso medio di crescita, nonché tra dimensione e varianza dello stesso tasso. Se in un certo paese e/o industria non si trova niente del genere, questo fatto può essere letto come un indizio dell'esistenza di vincoli inefficienti.

2.5 Un'ultima strada, che può essere chiamata alla Lucas, introduce economie e diseconomie di scala, in senso ampio, per una via indiretta. Il fattore "capacità imprenditoriale" probabilmente non è distribuito in modo omogeneo tra la popolazione attiva; perciò è efficiente che le (altre) risorse primarie siano organizzate in "imprese" - cioè insiemi di risorse gestite da singoli individui imprenditori - secondo una distribuzione che in qualche modo

riflette quella della capacità imprenditoriale stessa. Il riferimento è a Lucas, 1978, ma la modellizzazione potrebbe forse essere anche diversa; il punto importante è l'eterogeneità della capacità imprenditoriale fra individui. In questo contesto il pattern dimensionale delle imprese non è indifferente dal punto di vista del benessere sociale. Si può postulare che in assenza di vincoli il sistema tenderebbe intrinsecamente alla distribuzione ottimale; ovviamente eventuali vincoli alla mobilità dimensionale delle imprese e/o alla mobilità del fattore manageriale eserciterebbero un effetto depressivo sul benessere.

E' difficile pensare a un modo per verificare direttamente la distribuzione della capacità imprenditoriale in una certa collettività; ma se si parte dal principio che l'homo oeconomicus sia più o meno uguale sotto ogni clima, eventuali difformità sistematiche nelle leggi della crescita tra l'Italia e altri paesi, dove si suppone che vincoli non esistano, possono essere lette come la spia dell'esistenza di tali vincoli. In particolare, un'eccessiva frammentazione dell'offerta sarebbe inefficiente, a meno di non poter essere ricondotta a qualche legge sistematica.

Su quest'ultimo punto è utile una rapida digressione. Con alcune restrizioni, il modello di Lucas (1978, pp. 519 ss.) prevede una relazione diretta tra

dimensione media delle imprese e grado di sviluppo dell'economia (misurato dall'intensità capitalistica della produzione): un'industria frammentata è, in questo specifico senso, arretrata. Ma da qui non discende affatto la conclusione che in un paese caratterizzato da una struttura frammentata si dovrebbe incentivare l'aumento della dimensione delle imprese, al contrario: nel modello di Lucas, per un basso livello di intensità capitalistica un alto livello di frammentazione è efficiente.

2.6 E' importante anche tenere presente che secondo altre linee di pensiero la concentrazione dell'offerta industriale nei segmenti della piccola dimensione potrebbe essere irrilevante o benefica sotto l'aspetto del welfare. In un mondo alla Sabel (Piore e Sabel, 1984), i vantaggi di scala si modificano radicalmente e la piccola dimensione può rappresentare la risposta efficiente alla "crisi": in Barca e Magnani, 1989, pp. 171-224, la relativa espansione della medio-piccola impresa italiana tra il 1971 e i primi anni ottanta costituisce una verifica empirica del modello della specializzazione flessibile, nell'assunto implicito che il "reale sia razionale", cioè che esista una tendenza verso la distribuzione dimensionale efficiente e che questa tendenza non incontri significativi vincoli. In un mondo alla Marshall-Becattini (Becattini, 1991), la frammentazione del

tessuto produttivo del distretto industriale è precisamente lo strumento attraverso cui il distretto realizza una maggiore efficienza.

E' difficile conciliare logicamente una preferenza per la piccola dimensione, in quanto più "efficiente" sotto qualche aspetto, con una preoccupazione per l'esistenza di vincoli alla crescita della scala aziendale. In questo contesto, è preferibile che la crescita aggregata avvenga per moltiplicazione delle unità anziché per espansione delle unità esistenti.

2.7 Infine, è appena il caso di menzionare il fatto che esiste almeno una classe di vincoli istituzionali alla crescita che si giustifica precisamente con considerazioni di efficienza: cioè la legislazione antitrust. (Sulla relazione logica tra tutela della concorrenza e promozione della distribuzione efficiente delle imprese, cfr. Lucas, 1978, p. 509.) Tuttavia in Italia la normativa in questione: a) è alquanto recente; b) non impone (direttamente) vincoli alla crescita interna, ma solo a quella esterna, cioè per via di fusioni e acquisizioni; c) interessa unità assai più grandi, presumibilmente, di quelle microimprese della cui mancata crescita generalmente ci si preoccupa. Si può quindi ritenere la questione irrilevante ai fini di questo lavoro; cito la cosa quasi "per memoria".

2.8 In conclusione, la prevalenza delle piccole imprese o l'eventuale scarsa propensione alla crescita interna (almeno oltre certe soglie dimensionali) non sono necessariamente una spia di inefficienze allocative statiche o dinamiche. Questo però non significa che la discussione precedente lasci l'argomento al punto di partenza. A ciascuna delle argomentazioni elencate possono essere ragionevolmente associate alcune restrizioni concernenti la relazione tra dimensione e crescita; è facile vedere che, pur nella diversità degli approcci, certe restrizioni risultano comuni. Infatti:

- in un modello alla Viner, le imprese sottodimensionate rispetto al punto di costo minimo mostreranno, in assenza di vincoli, tassi di crescita positivi (e presumibilmente tanto più elevati quanto più l'impresa è lontana dalla dimensione ottimale); se il punto di costo minimo è al finito (cioè se la curva di lungo periodo ha una forma a U), le imprese sovradimensionate mostreranno tassi di crescita negativi; in generale, la relazione tra dimensione e crescita sarà negativa;

- in un approccio alla Schumpeter-Benetton, un eventuale scarso dinamismo medio delle imprese minori (cioè una relazione positiva fra dimensione e crescita) segnalerebbe

o una bassa propensione delle stesse a innovare, o l'incapacità, sempre da parte delle piccole imprese, di sfruttare adeguatamente le innovazioni;

- in un modello alla Jovanovic, come si è già detto, la relazione tra dimensione e crescita è negativa, e inoltre valgono ulteriori restrizioni concernenti la varianza;

- anche i modelli basati sul dinamismo delle piccole imprese (alla Sabel o alla Becattini), sebbene evitino di specificare analiticamente una funzione di scala, possono in fondo essere ricondotti all'ipotesi che la scala ottima, o minima efficiente, in certe circostanze sia piccola, magari molto piccola, ovvero che si sia ridotta in un certo periodo storico; rispetto a un modello tradizionale dei rendimenti di scala, essi aggiungono restrizioni (il punto di minimo deve essere al finito; deve corrispondere a una dimensione modesta; deve muoversi, nel tempo, verso il basso), ma non cambiano la forma generale della relazione tra dimensione e crescita, che resta negativa;

- solo il modello di Lucas è, in astratto, agnostico sulla relazione fra dimensione e crescita, anche se si presta a un insieme di restrizioni che presuppongono la legge di Gibrat (Lucas, 1978, pp. 514 ss.; sulla legge di Gibrat vedi oltre).

2.9 Il postulato di una relazione non positiva tra dimensione e crescita è quindi una caratteristica comune dei modelli considerati (Lucas parzialmente eccettuato), per lo meno in un contesto concorrenziale. Al contrario, una relazione positiva protratta nel tempo pare difficile da razionalizzare se non in presenza di vincoli selettivi operanti sulle imprese di piccola dimensione, e/o in un contesto strategico, per esempio con un mercato dualistico in cui le imprese piccole e marginali svolgono un ruolo di ammortizzatore congiunturale e di sostegno dei prezzi rispetto a un core di oligopolisti.

Se una relazione positiva fra dimensione e crescita è un forte indizio di inefficienze allocative, una relazione negativa non è di per sé la prova del contrario. E' sempre possibile sostenere che in assenza di vincoli le piccole imprese crescerebbero ancora di più. Tuttavia, perché l'affermazione non sia vuota occorre basarla su un modello esplicito e plausibilmente parametrizzato.

3. Uno schema di riferimento

3.1 La legge di Gibrat

Lo studio empirico della relazione tra dimensione e sviluppo delle imprese prende spesso la forma di una verifica della cosiddetta legge di Gibrat, o dell'effetto proporzionale. Nel suo nucleo essenziale, la legge di Gibrat postula l'indipendenza reciproca delle due variabili: l'incremento proporzionale atteso della dimensione dell'impresa non è legato alla dimensione iniziale (in una versione forte, l'incremento atteso è zero, ma questo punto può essere trascurato ai nostri fini). La dimensione delle imprese segue quindi un random walk, eventualmente con drift:

$$(1) \qquad S_t - S_{t-1} = a + \epsilon_t, \qquad \epsilon_t \text{ i.i.d. } N(0,\sigma^2),$$

dove St è il logaritmo della dimensione al tempo t; al parametro a non è necessario imporre alcuna restrizione. L'essenziale è che la crescita delle imprese avvenga per shocks casuali, simmetrici e non correlati fra loro né con la dimensione iniziale.

Questa è indubbiamente una relazione "ultrasemplificata" (Bianco e Sestito, 1993); si tratta di vedere se essa è dotata o meno di un contenuto sufficientemente plausibile e coerente da renderla utile per la verifica empirica proposta nell'introduzione. Questa sezione è dedicata a discutere per sommi capi, in rapporto agli argomenti della sezione precedente, i problemi statistici, economici ed econometrici sottostanti alla relazione (1) e alle ipotesi alternative che le si possono contrapporre.

3.2 Aspetti statistici

La legge di Gibrat nasce senza giustificazione teorica, solo per razionalizzare alcune regolarità empiriche (vere o presunte). Ma anche dal punto di vista puramente statistico la legge di Gibrat è soggetta ad alcune obiezioni. Le principali sono due.

a) Asimmetria. In primo luogo, la simmetria della legge della crescita è plausibile solo fino a un certo punto; poiché l'attività economica non è in realtà infinitamente divisibile, esiste un limite inferiore a S. Per esempio, se la dimensione è definita dal numero degli addetti, S non può essere inferiore a log(1) = 0. In prossimità di tale

limite la (1) non può essere verificata. Per la stessa ragione, al di sotto di certe dimensioni la continuità della distribuzione di ϵ non può essere considerata un'approssimazione accettabile. Non è un caso che il materiale sul quale furono condotte le prime indagini empiriche riguardasse prevalentemente imprese di grandi dimensioni, cioè troppo lontane dal limite inferiore perché questo effetto assumesse rilevanza; ma non lo si può trascurare se si analizza la crescita delle piccole imprese. Su questo punto vedi i paragrafi 3.4 e 4.

b) Distribuzione di equilibrio. In secondo luogo, la legge di Gibrat applicata a una popolazione chiusa di imprese non dà luogo a una distribuzione-limite di equilibrio (cfr. par. 1) perché, a lungo andare, la varianza della dimensione di ogni impresa è illimitata. Infatti, poiché

$$(2) \qquad S_{t+n} = S_t + na + \epsilon_{t+1} + \ldots + \epsilon_{t+n},$$

e date le proprietà stocastiche di ϵ, la varianza di St+n, valutata in t, è data semplicemente da

$$(3) \qquad \mathrm{Var}(S_{t+n}|S_t) = n\sigma^2,$$

grandezza che aumenta indefinitamente per $n \to \infty$.

Questo secondo problema può essere risolto modellando opportunamente l'entrata e l'uscita delle imprese. Ijiri e Simon (1977) dimostrano che, sotto certe plausibili condizioni, una versione della legge di Gibrat che include il processo generatore di entrate e uscite produce una distribuzione limite ben definita e realistica. (Per una sintesi e un'applicazione al caso italiano si vedano Barca e Magnani, 1989, pp. 198 ss.) Questo risultato consente quanto meno di usare la legge di Gibrat come ipotesi nulla (applicata alle sole imprese già esistenti) senza complicazioni logiche.

3.3 Aspetti economici

Dal punto di vista economico, la legge di Gibrat può essere razionalizzata, in un contesto concorrenziale, con l'ipotesi di rendimenti costanti di scala (Lucas, 1967, richiamato in Lucas, 1978). Se nessuna scala produttiva presenta un vantaggio di costo rispetto alle altre, e se vi sono costi di aggiustamento non nulli per la variazione della scala, è plausibile che l'espansione e la contrazione delle imprese siano dovute solo a shocks esogeni. Le (1)-(3) acquistano così un'interpretazione concettualmente coerente.

Sempre in un contesto concorrenziale, se invece la funzione di costo ha un minimo, in assenza di vincoli le imprese tenderanno a collocarsi sulla dimensione corrispondente a tale minimo (questa è l'essenza di un modello alla Viner). In questo caso la legge di Gibrat non dovrebbe essere verificata. Supponiamo, per fissare le idee con un esempio molto semplice, che il costo medio, determinato dalla tecnologia della produzione, sia quadratico (nei logaritmi), con un minimo per $S = S^*$, e che esistano costi di aggiustamento anch'essi quadratici:

$$(4) \qquad C_t = c(S_t - S^*)^2 + \delta(S_t - S_{t-1})^2,$$

dove per comodità il costo della scala ottimale, in assenza di aggiustamento, è normalizzato a zero. L'espansione o contrazione dell'impresa è la somma dell'adeguamento desiderato della scala produttiva, DS_t, e di <u>shocks</u> casuali di valore atteso nullo. Nel determinare la scala desiderata l'impresa cerca di minimizzare il costo ponendo

$$(5) \qquad dC_t/dDS_t = 2c(DS_t + S_{t-1} - S^*) + 2\delta DS_t = 0,$$

e quindi

$$(6) \qquad DS_t = \alpha(S^* - S_{t-1}),$$

con $\alpha=c/(c+\delta)$, $0<\alpha<1$. La legge della crescita è allora

$$(7) \qquad S_t - S_{t-1} = \alpha(S^* - S_{t-1}) + \epsilon_t = a - \alpha S_{t-1} + \epsilon_t,$$

dove $a = \alpha S^*$ e dove si suppone che ϵ_t sia caratterizzato come nella (1); per costruzione $\alpha > 0$, e quindi la legge di Gibrat è contraddetta. Ovviamente il valore atteso di S nel lungo periodo è pari alla scala ottimale, e soprattutto, a differenza del caso di Gibrat,

$$(8) \qquad \lim_{n\to\infty} \mathrm{Var}(S_{t+n}|S_t) = \sigma^2/\alpha < \infty,$$

come facilmente si verifica tenendo conto che $\mathrm{Var}(S_{t+1}|S_t) = \sigma^2$, $\mathrm{Var}(S_{t+2}|S_t) = (1+(1-\alpha))\sigma^2$, e così via. Le imprese tendono effettivamente ad avvicinarsi a S*, tanto più quanto più piccolo è il parametro δ (costi dinamici) rispetto a c (costi statici). La distribuzione-limite è (log-)normale, una condizione che risulta, se non proprio perfettamente aderente alla realtà, neppure troppo distante da questa (su quest'ultimo punto vedi, per il caso italiano, Barca e Magnani, 1989, p. 205).

Una variante può consistere nel definire S* come la scala <u>minima</u> ottimale, con $C(S) = C(S^*) = 0$ per $S \geq S^*$. In questo caso nella (4) e nella (5) il primo termine a secondo membro vale solo per $S \leq S^*$. La relazione fra dimensione e

crescita è una spezzata: per $S_{t-1}<S^*$ vale la relazione negativa (7); per $S_{t-1}>S^*$, vale la legge di Gibrat (1). Per $S_t=S^*$ le due funzioni si identificano perché sono entrambe nulle, e pertanto la relazione spezzata è continua nel punto di spezzatura.

Prese alla lettera, tanto la teoria (1)-(3) quanto la (4)-(8) sono troppo semplificate, sia perché presuppongono che si possano definire in modo non ambiguo industrie omogenee costituite da imprese tecnologicamente identiche e monoprodotto, sia perché, nel contesto standard della concorrenza perfetta e di una tecnologia statica, rinunciano alla ricchezza delle situazioni che si possono determinare in un mercato con interazione strategica nonché in presenza di modifiche dei gusti e/o della tecnologia (Bianco e Sestito, 1993, par. 3; ai modelli da loro considerati aggiungerei il filone della specializzazione flessibile, vedi supra, par. 2.6).

Tuttavia esse possono servire a buon diritto da punti di riferimento. Anche in contesti non standard si trovano spesso equilibri, magari multipli, che definiscono una scala ottimale (o talvolta più di una); che S* (ammesso che esista) sia un concetto strettamente tecnologico o meno non è poi essenziale, e la linearità della (7) è dovuta solo alla semplicità econometrica. La (7) potrebbe tra l'altro

essere modificata partendo da una funzione di scala che ammettesse più di un minimo. E' intuitivamente plausibile che, se certe dimensioni conferiscono vantaggi competitivi di qualche tipo, le imprese manifestino una tendenza ad avvicinarsi a tali dimensioni: la sezione 2 mostra che una relazione negativa tra dimensione è crescita è implicita in modelli assai diversi tra loro, e le (4)-(8) possono essere reinterpretate in tal senso.

Se si accetta questo, tra l'altro, diventa interessante leggere le variazioni nel tempo della relazione scala-crescita come spia delle modifiche nei dati fondamentali (tecnologia, mercati, o altro) che determinano tanto la scala, o le scale, ottimali, quanto l'intensità dei vantaggi competitivi a questa/queste associati (S* e c, nel linguaggio della (4)). La vexata quaestio della piccola e della grande impresa, e delle modifiche più o meno transitorie nei rispettivi vantaggi comparati, non può che giovarsene. (Per un riassunto di quest'ultimo dibattito mi permetto di rinviare a Signorini, 1991.)

3.4 Aspetti econometrici

Alla luce della discussione precedente, è lecito affermare che la ricerca della relazione tra dimensione e crescita proposta nel paragrafo 1, da organizzare intorno alla (7) e più specificamente alla stima del segno dei parametri a e α, non è né illogica dal punto di vista statistico né priva di significato economico. Resta da affrontare l'aspetto empirico-econometrico.

Considerando un insieme di imprese, per ciascuna impresa i e ciascun periodo t vale la relazione

$$(9) \qquad S_{t,i}-S_{t-1,i} = \alpha(S^*-S_{t-1,i}) + \epsilon_{t,i}.$$

In una stima cross-section, è ragionevole supporre che il termine di errore sia la somma di una componente sistematica u_t (per esempio dovuta a shock di domanda) e di una componente idiosincratica $v_{t,i}$. La stima cross-section riferita all'anno t sarebbe quindi

$$(10) \qquad S_{t,i}-S_{t-1,i} = a + \alpha S_{t-1,i} + v_{t,i},$$

con $a = \alpha S^* + u_t$, o, se S^* varia nel tempo (shock di offerta),

$$a = \alpha S^*_{t-1} + u_t. \tag{11}$$

I problemi più importanti nella stima della (10) sono i seguenti.

a) Scelta della variabile indipendente. La scala produttiva è un concetto ambiguo, presumibilmente multidimensionale. Boeri (1989, p. 483) fa l'ipotesi che la varietà dei risultati che caratterizza la letteratura empirica in materia sia dovuta in parte ai differenti concetti di dimensione adoperati (numero degli addetti, capitale totale, capitale proprio, fatturato, valore aggiunto, o altro), riconducendo la questione a un problema econometrico di errori di misura. Si potrebbe suggerire di utilizzare una misura composita (per esempio basata sul metodo delle componenti principali). Tuttavia neppure questa scelta troverebbe una giustificazione ben chiara né sul piano concettuale né su quello econometrico.

In questo lavoro la dimensione dell'impresa è definita dal numero degli addetti. In primo luogo, l'idea di scala produttiva implicitamente sottostante alle considerazioni di questa sezione e della precedente è più

vicina al concetto di capacità produttiva che a quello di livello della produzione (in altre parole, fa riferimento ai costi di lungo periodo piuttosto che a quelli di breve); grandezze come il fatturato e il valore aggiunto sono troppo influenzate da fatti transitori e introdurrebbero, questi sì, veri e propri errori di misura. Resterebbero gli addetti e lo stock (fisico) di capitale. Ma la misura del capitale sulla base di dati di bilancio è troppo difficile e aleatoria, in presenza di variazioni relative e assolute dei prezzi e data la rigidità delle regole contabili; occorrerebbe una complessa ricostruzione storica, che andrebbe molto al di là degli obiettivi di questo lavoro e sarebbe comunque arbitraria e opinabile.

b) Selection bias. Sotto questa rubrica elenco tre distinti problemi. Il primo è quello che in molti studi empirici il campione è troncato verso il basso per l'esclusione delle piccole imprese, il che può distorcere la stima dell'equazione (10). Infatti la legge di Gibrat risulta quasi sempre confermata sopra una certa soglia dimensionale, mentre le imprese più piccole tendono a mostrare tassi di crescita più elevati (Jovanovic, 1982, p. 649; Boeri, 1989, p. 482; infra, par. 4); quanto più scende la dimensione minima del campione, tanto meno è probabile la verifica della legge di Gibrat.

Questo primo problema non riguarda direttamente il presente lavoro; il campione della Centrale dei bilanci non ha una soglia minima. Però la sua rappresentatività non è assicurata in egual misura in tutte le classi dimensionali. Mentre, infatti, esso realizza un'ampia copertura delle imprese maggiori, le piccole imprese sono sottorappresentate; di quelle con meno di dieci addetti solo una minima frazione viene considerata. La Centrale dei bilanci non è un vero campione, nel senso che i criteri di selezione, non sufficientemente documentati (cfr. Centrale dei bilanci, 1991, appendice 1), presumibilmente non rispondono a rigorose tecniche di campionamento; quindi l'esistenza di distorsioni non è esclusa per nessun segmento, tanto meno per quelli quantitativamente poco coperti. E' difficile valutare l'entità o la direzione di tali distorsioni, se esistono. Si è provato a sostenere (Signorini, 1991, p. 583) che il meccanismo di selezione della Centrale dei bilanci potrebbe generare una distorsione positiva del tasso di crescita delle piccole imprese, ma questa è solo una congettura. Per questo problema non esistono rimedi; esso dovrà essere tenuto presente nel valutare i risultati.

L'ultima distorsione è collegata con la prima ma in effetti ne ribalta il significato. Poiché per misurare un tasso di sviluppo fra t e t+n occorre che l'impresa sia

presente sia all'inizio sia alla fine, qualunque campione è distorto positivamente nel senso che esclude le imprese fallite o comunque cessate nel frattempo. E' abbondantemente provato che le piccole imprese hanno una maggiore probabilità di uscita (vedi da ultimo, per l'Italia, Bianco e Sestito, 1992; p. 16; i dati sono riferiti all'età delle imprese piuttosto che alla dimensione, ma i due concetti sono in parte interscambiabili, cfr. ibid., fig. 4.3). L'entità della distorsione è quindi funzione decrescente della dimensione. Il fatto, menzionato sopra, che spesso si trovi empiricamente una maggior crescita nelle piccole imprese, può essere dovuto in parte a questo effetto, che si ricollega tra l'altro all'asimmetria discussa al punto a) del paragrafo 3.2.

La distorsione potrebbe essere corretta per mezzo di una stima delle probabilità di uscita per dimensione. Tuttavia, a parte il fatto che la Centrale dei bilanci non si presta a questa operazione (perché le entrate e uscite del campione non sono probabilmente rappresentative di quelle dell'universo), la stessa opportunità di compierla è discutibile. Intanto, accanto alla probabilità di morire andrebbe considerata la probabilità di nascere, anch'essa maggiore per le piccole imprese. Ma non è questo il punto. L'obiettivo del presente lavoro è quello di indagare sull'esistenza di vincoli selettivi alla crescita. E' bensì

possibile che esistano altri vincoli od ostacoli di qualche genere concernenti i processi di entrata e uscita, ma su di essi si dovrebbe indagare con strumenti diversi: in primo luogo con un'altra base di dati, in secondo luogo con riferimento a modelli di interazione strategica attuale o potenziale, da cui in quel contesto non si potrebbe prescindere.

Sostengo quindi che quest'ultima "distorsione" non è veramente tale, fintantoché l'oggetto della ricerca consiste nei fenomeni della crescita: pur circoscrivendone il significato, non inficiano la validità dei risultati del paragrafo 5. (Un'opinione simile viene espressa anche da Brusco, Giovannetti e Malagoli, 1979, ed. 1989, pp. 175-76, che pure dispongono dei dati relativi alle uscite.)

c) Variabili omesse. Poiché lo sviluppo delle imprese sarà certamente connotato da relazioni sistematiche con altre variabili oltre alla dimensione iniziale, la stima della (10) non è valida se talune di queste variabili sono a loro volta correlate con la variabile indipendente.

Le variabili economico-finanziarie sono a questo proposito quelle più fortemente indiziate; le relazioni tra crescita e profitti e tra crescita e situazione finanziaria, però, sono complesse tanto per il segno quanto per la

successione temporale degli effetti. Per esempio, la crescita fra t e t+1 dovrebbe essere in relazione con i profitti di t? di t+1? di t-1? di qualche opportuna media? o magari avere relazioni di segno opposto con i profitti di momenti diversi? Barca e Ferri, in un lavoro parallelo al presente (Barca e Ferri, 1993; la base di dati è la stessa), trovano tra l'altro indizi di una relazione diretta tra sviluppo e profitti (definiti da una media di periodo) e di una relazione non lineare, forse a U, tra sviluppo e incidenza dei debiti finanziari sul passivo.

Queste variabili sono legate alla dimensione, ma non in un modo semplice né costante. Nel corso degli anni ottanta la relazione fra profitti e dimensione è cambiata profondamente: negativa all'inizio del decennio, è diventata positiva alla fine. Anche l'incidenza dei debiti finanziari si è modificata a sfavore delle piccole imprese, e simili considerazioni possono estendersi alla maggioranza delle variabili di bilancio (Signorini, 1991). L'omissione di variabili economico-finanziarie può quindi mettere in dubbio una stima del tipo della (10) riferita a un anno in particolare; ma se la (10) ha più o meno la stessa forma per tutto il periodo, è poco probabile che tale forma sia dovuta a variabili omesse.

La soluzione migliore sarebbe definire un'equazione della crescita che tenesse conto in modo appropriato di tutti gli effetti ragionevolmente ipotizzabili (con i limiti del caso: cfr. Barca e Ferri, 1993). E' forse necessaria a questo proposito una riflessione più approfondita sulla forma della relazione tra crescita e variabili di bilancio. Per esempio, contrariamente ai risultati di Barca e Ferri, ci si potrebbe aspettare un certo trade-off tra profitti e crescita, almeno in alcune fasi della crescita stessa; la specificazione della successione temporale degli effetti è importante. Nel presente lavoro ci si concentra intanto sugli aspetti puramente dimensionali.

4. Precedenti empirici

4.1 Generalità

Questa sezione sarà relativamente sintetica. Per un esame dettagliato dei precedenti empirici rinvio a una delle numerose rassegne esistenti, per esempio Storey e altri (1987, pp. 85 ss.), Boeri (1989, pp. 479 ss.), Contini e Revelli (1989, par. 3) o Traù (1990, par. 2). Qui richiamo solo alcune linee di fondo, per giustificare l'affermazione dell'introduzione secondo cui i risultati che saranno

esposti nel paragrafo 5 non sono affatto peculiari. Faccio però un riferimento più ampio ai pochi precedenti italiani, generalmente trascurati nella letteratura.

La legge di Gibrat è stata sottoposta a numerosissime verifiche empiriche dalla fine degli anni quaranta in poi. Fino a circa la metà degli anni sessanta la legge veniva pressoché sempre confermata. Successivamente sono diventati più frequenti i casi in cui si trovava una relazione negativa tra crescita e dimensione (cfr. Boeri, 1989; Contini e Revelli, 1989). I casi di relazioni positive sono rari.

Questo fatto può dipendere da una genuina evoluzione storica, ma è più probabile che sia in relazione con la varietà dei dati e delle metodologie. Boeri (1989, p. 482) afferma che la tendenza sfavorevole alla legge di Gibrat nei dati più recenti è dovuta al miglioramento delle tecniche econometriche, che ha consentito di eliminare alcuni dei problemi elencati nella sezione precedente: in particolare la distorsione (se tale deve essere considerata) derivante dall'asimmetria dei tassi di uscita (cfr. il punto b) del par. 3.4). Questa affermazione però non è convincente. Se la distorsione esiste alza (a parità di altre condizioni) il tasso di crescita delle piccole imprese, producendo in mancanza di correzioni una relazione negativa dove in

"realtà" vale la legge di Gibrat, ovvero una relazione di Gibrat dove in "realtà" vale una relazione positiva. Gli studi citati da Boeri che correggono per le uscite trovano invece una relazione negativa; in mancanza di correzioni, si suppone, la relazione sarebbe ancora più pronunciata.

Più verosimile è l'ipotesi che la legge di Gibrat venga confermata solo quando il campione è limitato a imprese sufficientemente grandi. Tutti gli studi in cui la relazione fra dimensione e crescita non è significativa si riferiscono a campioni di quel genere (società quotate, Fortune 500 e simili), disponibili da molti decenni. Gli studi più recenti, grazie a un'estensione dell'informazione disponibile e dei mezzi per elaborarla, fanno uso di grandi basi dati in cui entrano, benché in misura meno che proporzionale, anche le piccole imprese. Di solito sono le piccole imprese che fanno registrare gli scostamenti più pronunciati dalla legge di Gibrat, sia questo effetto della "distorsione" appena citata o meno. E' tipico a questo proposito lo studio di Storey e altri (1987), che è specificamente centrato sulle piccole imprese, e in cui la relazione "debolmente negativa" che gli autori trovano è in realtà dovuta proprio alle classi di dimensione minima.

Sembra inoltre (cfr. il punto a) del par. 3.4) che la scelta della variabile dipendente influenzi i risultati. Se si definisce la dimensione in base al numero degli addetti è più probabile trovare una relazione negativa; se si usa lo stock di capitale è più probabile confermare la legge di Gibrat (Boeri, 1989, p. 483). Questo punto dovrebbe essere approfondito, ma sospetto che parte della spiegazione stia nella scarsa affidabilità dei dati sul capitale. Troppo rumore copre i segnali. Alcuni studi basati sul capitale trovano una relazione negativa, ma così debole da non poter essere considerata significativa.

La versione essenziale della legge di Gibrat rappresentata dalla (1) non fa alcuna ipotesi sull'andamento per dimensione della varianza dei tassi di crescita. In effetti, se si aggiunge l'ipotesi che anche la varianza sia indipendente dalla dimensione, questa ipotesi viene sempre respinta; le piccole imprese presentano una varianza maggiore (si noti che è questa la previsione di un modello alla Jovanovic). Fin dai primi studi si è fatto notare che questa diminuzione della varianza è assai inferiore a quella attesa sulla base della legge dei grandi numeri; sulla base, cioè, dell'ipotesi che una grande impresa sia statisticamente equivalente a una collezione casuale di piccole imprese. "In un certo senso, quindi, le grandi imprese sono più rischiose delle piccole unità" (Boeri,

1989, p. 485). Un senso peraltro molto particolare: una grande impresa non è una collezione casuale di piccole imprese; anche se possiamo idealmente scomporla in tante unità, ci dobbiamo attendere che i tassi di crescita di tali unità siano fortemente correlati e perciò violino la legge dei grandi numeri.

Un ultimo punto riguarda la persistenza della crescita, cioè l'autocorrelazione dei tassi di sviluppo. Qui i risultati sono più ambigui, ma generalmente si trova un'autocorrelazione positiva benché debole. Questo punto non è stato discusso nelle sezioni 2 e 3. In linea di massima ci attenderemmo che la crescita fosse autocorrelata sia in un modello alla Viner, sia in un modello alla Jovanovic. Tuttavia questo vale, soprattutto in un modello con dimensione ottimale, solo "a bocce ferme", cioè con S* costante. Se le condizioni fondamentali mutano e quindi muta anche S*, l'autocorrelazione dei tassi di crescita implicita nella (7) si attenua.

4.2 Studi relativi all'Italia

I lavori empirici più conosciuti a livello internazionale e generalmente citati nelle rassegne si riferiscono ai paesi anglosassoni (Stati Uniti, Regno Unito,

Canada). Per l'Italia i lavori in questione sono stati, fino a tempi recenti, molto rari: strano fatto, considerata l'importanza delle piccole imprese nel contesto nazionale e la vivacità del dibattito sui modelli di sviluppo che in quelle imprese trovano alimento. Più recentemente gli studi si sono moltiplicati. Esaminiamo i lavori disponibili.

a) Il primo in ordine di tempo (e, per quanto ne sappiamo, a lungo l'unico) è rappresentato dallo studio di Brusco, Giovannetti e Malagoli (1979). Questo lavoro esamina tutte le imprese metalmeccaniche, ceramiche e tessili della provincia di Modena (circa 1.250 unità) nel periodo 1966-1977. Sono quindi incluse in questo studio anche le imprese piccole e piccolissime; poiché si considera l'universo, ogni distorsione è esclusa per definizione. La legge di Gibrat viene sottoposta a vari test parametrici e non parametrici, separatamente per ciascun settore e per un certo numero di sottoperiodi di lunghezza variabile.

Le imprese più piccole mostrano in quasi tutti i casi il tasso di sviluppo più elevato, sebbene per l'industria ceramica e per alcuni sottoperiodi l'ipotesi di Gibrat non possa essere respinta (al 5 per cento) sulla base di un test non parametrico. Questo risultato vale anche se le imprese morte nel corso del periodo vengono incluse nell'analisi (cosa che peraltro gli autori preferiscono non

fare sulla base di considerazioni analoghe a quelle esposte supra, al punto b) del par. 3.4). Sono proprio le classi dimensionali minime (l'individuazione esatta varia da settore a settore) che producono questo risultato; al di là di una soglia relativamente modesta questa relazione si attenua fino a sparire. In un'analisi di regressione la legge di Gibrat non viene quasi mai respinta; lo scatter dei tassi di crescita per dimensione mostra, come al solito, un pronunciato scostamento dall'ipotesi di Gibrat solo per le classi più piccole, generalmente fino a 20-40 addetti.

L'interpretazione dei risultati fa riferimento all'esistenza di una scala minima efficiente, confermata anche da considerazioni tecnologiche e indagini sul campo.

Un risultato interessante è che la relazione negativa tra dimensione e crescita appare intensificarsi nei momenti di crisi, nel corso dei quali, mentre le imprese grandi mostrano saggi di sviluppo negativi, le piccole continuano a crescere come se niente fosse. Brusco, Giovannetti e Malagoli fanno riferimento (p. 183) a "ostacoli" alla crescita delle imprese più grandi (!).

Infine, si trova il consueto risultato di una maggiore dispersione dei saggi di crescita delle piccole imprese.

b) Un secondo lavoro è quello di Traù (1990), strettamente imparentato con il presente per il fatto di essere basato sulla Centrale dei bilanci. Per circa 11.000 imprese manifatturiere italiane, Traù prende in considerazione i tassi di crescita cumulati, per classe dimensionale, nel periodo 1982-86. Non vi sono soglie dimensionali inferiori (ma sulla rappresentatività della Centrale dei bilanci per le classi più piccole vedi supra, punto b) del par. 3.4). Oltre al numero dei dipendenti, Traù adopera il fatturato e il totale dell'attivo come indicatori della dimensione d'impresa, pur tra mille cautele (Traù, 1990, nota 17) simili a quelle che in questa sede hanno indotto a escludere tali variabili dai commenti.

Nel lavoro non si fa un test formale della legge di Gibrat, ma si osserva - per mezzo di una collezione di statistiche descrittive - una dipendenza negativa del tasso di crescita dalla dimensione iniziale, dipendenza assai pronunciata nelle classi fino a 40 addetti circa e un po' più tenue, ma pur sempre avvertibile, anche nelle classi superiori. Questi risultati si estendono a tutte le variabili considerate e sono validi anche per ciascun settore industriale (la disaggregazione utilizzata comprende una dozzina di settori). La legge di Gibrat, quindi, viene in sostanza respinta anche in questo caso. La maggior

crescita delle piccole imprese si accompagna a una maggiore dispersione dei tassi di crescita, e inoltre a una maggiore asimmetria: più specificamente, a una maggior quota, tra le piccole imprese, di unità caratterizzate da tassi di crescita particolarmente elevati.

Questi risultati, secondo Traù, "sembrano avvalorare l'ipotesi secondo cui anche nella prima metà degli anni ottanta fattori di opportunità economica relativa avrebbero favorito la piccola dimensione". Il fenomeno (pur con varie qualificazioni) "rifletterebbe un tendenziale consolidamento ... [del] modello di specializzazione flessibile, fornendo ulteriore evidenza a favore dell'interpretazione in base alla quale le potenzialità di sviluppo della piccola impresa sembrano comunque essere garantite dall'operare di un complesso di vantaggi differenziali sistematici" (1990, p. 116).

In effetti, una relazione negativa tra dimensione e crescita è compatibile con diversi modelli di riferimento (vedi supra, par. 2.8). L'andamento dei "vantaggi differenziali sistematici" della piccola e della grande impresa andrebbe semmai valutato osservando la variazione nel tempo dei parametri di tale relazione; per questo la variazione cumulata su quattro anni considerata da Traù non è del tutto esauriente. Il presente lavoro, in fondo, è

un'estensione di quello di Traù in quanto prende in considerazione un periodo più lungo e una disaggregazione temporale più fine. In ogni caso la relazione menzionata non comporta uno spostamento della distribuzione delle imprese a favore della piccola dimensione, e neppure una "tendenziale riduzione dei divari dimensionali" (ibid., p. 118), in mancanza di informazioni sui processi di natalità e mortalità. Quest'ultimo punto è particolarmente notevole in considerazione dell'asimmetria dei tassi di crescita delle piccole imprese, che è sicuramente in parte riconducibile all'esclusione delle imprese cessate, come già si è notato più volte.

c) Due lavori recenti (Contini e Revelli, 1989; Bianco e Sestito, 1992) fanno uso di informazioni tratte dagli archivi dell'INPS. Per ogni impresa dichiarante all'INPS (in teoria, l'universo delle imprese private) questi archivi rilevano l'occupazione e le sue variazioni nel tempo. Data la dimensione di questi archivi, che comprendono milioni di records, entrambi gli studi ne utilizzano un sottoinsieme.

In particolare, lo studio di Contini e Revelli si riferisce al solo Piemonte. Numerosità e caratteristiche delle imprese non sono precisate, ma presumibilmente l'insieme di riferimento è pressappoco lo stesso di un

successivo studio (Contini e Revelli, 1991): 38.000 imprese manifatturiere di ogni dimensione, ovviamente con larga prevalenza numerica delle più piccole.

Il lavoro consiste in un test econometrico della legge di Gibrat, estesa anche alla relazione tra crescita ed età dell'impresa. La crescita è misurata su una serie di intervalli temporali, di varia lunghezza, compresi fra il 1977 e il 1986. La crescita aziendale è definita dalla variazione dell'occupazione, unica variabile dimensionale presente nell'archivio INPS. In tutti i sottoperiodi considerati, Contini e Revelli trovano una relazione inversa, statisticamente significativa, tra dimensione iniziale e crescita. Questa relazione risulta quasi sempre meno intensa (benché sempre significativa) quando si escludono le imprese con meno di 10 addetti. Simili risultati si ottengono a livello settoriale (7 settori). Anche la relazione tra crescita ed età risulta di solito negativa, per lo meno finché si includono nell'insieme di riferimento anche le imprese con meno di 10 addetti.

Sebbene Contini e Revelli, sulla base del valore dei coefficienti stimati, giudichino "modesta" la distanza fra i loro risultati e la legge di Gibrat (che quindi sarebbe valida "o quasi": Contini e Revelli, 1989, p. 314),

nondimeno, con i canoni usuali di inferenza, questa viene in effetti contraddetta, con maggior forza per le imprese minime.

Sulla persistenza della crescita si hanno risultati ambigui. Per le imprese con più di 10 addetti l'autocorrelazione della crescita è positiva in uno dei sottoperiodi considerati e negativa in un altro. Per il campione completo si ha una relazione sempre negativa, che gli autori in parte interpretano come un effettivo andamento alternato dei processi di crescita sottostanti (cfr. anche Contini e Revelli, 1991), di cui tuttavia non è del tutto chiara l'origine; in parte ascrivono a distorsioni derivanti da un troncamento implicito del campione. E' possibile che il risultato sia anche dovuto alla presenza di errori di misura (cfr. infra, par. 5.3).

d) Infine, nel lavoro di Bianco e Sestito (1992), la stima della legge di Gibrat è basata su un campione di circa 29.000 imprese manifatturiere e di servizi, pari a una selezione casuale di una impresa ogni 80 dell'universo INPS. Come Contini e Revelli, Bianco e Sestito inseriscono nella relazione stimata anche l'età dell'impresa e la crescita ritardata, oltre ad alcune dummies settoriali e territoriali.

Sia in una versione cross-section riferita al 1989, sia in una versione pooled regression estesa a un periodo di vari anni, gli autori trovano la consueta relazione negativa tra crescita e dimensione iniziale. Oltre una certa dimensione (circa 40-50 addetti) la relazione non è più evidente nell'esame qualitativo dei dati. Poiché la specificazione adottata è quadratica, per costruzione la relazione stimata diventa in effetti positiva oltre una certa soglia; gli autori esitano però a dare significato a questo fatto perché il loro campione comprende troppo poche grandi imprese.

La crescita ritardata ha un coefficiente negativo, che Bianco e Sestito attribuiscono prevalentemente a errori di misura. Inoltre, anche in questo caso si trova una relazione negativa, relativamente debole, tra crescita ed età.

La maggior crescita delle piccole imprese si conferma (sebbene con minor forza) anche a livello aggregato, cioè tenendo conto della loro maggiore probabilità di uscita (mortalità), stimata per mezzo di un modello probit.

5. Dati e risultati

5.1 Scelte metodologiche

La base dati utilizzata nelle elaborazioni è quella della Centrale dei bilanci disponibile nella primavera del 1992. Essa contiene informazioni relative ad alcune decine di migliaia di imprese (organizzate in forma di società di capitali) ed estese al periodo 1982-1990; per il 1990 i dati disponibili alla data di riferimento erano ancora provvisori, comprendendo poco più della metà delle imprese previste. Informazioni dettagliate sulla base di dati sono reperibili in Centrale dei bilanci (1991, appendice 1).

Per evitare di includere nell'analisi certe variazioni dimensionali evidentemente spurie, sono state escluse - per ciascun anno - le imprese manifatturiere interessate da operazioni di scorporo, incorporazione o fusione, o il cui bilancio non fosse relativo a dodici mesi.

Il campione considerato è aperto, nel senso che sono stati utilizzati (con le limitazioni di cui appresso) tutti i bilanci disponibili in ciascun anno. Alcune giustificazioni di questa scelta, non molto frequente nella letteratura comparabile, sono esposte in Signorini, 1991.

Si è ritenuto soprattutto necessario evitare di selezionare, con un campione chiuso (cioè composto solo dalle imprese sopravvissute per tutti i nove anni considerati), solo le imprese "migliori". Questo effetto sarebbe stato più intenso per le piccole imprese a causa della maggiore mortalità di queste ultime, più volte richiamata.

Per definizione, tuttavia, un tasso di sviluppo può essere calcolato solo per imprese presenti in almeno due periodi. Perciò in effetti le elaborazioni sono compiute su una successione di campioni chiusi, ciascuno dei quali composto di tutte e solo le imprese che risultavano presenti in due anni consecutivi.

Il numero totale delle imprese incluse in ciascun campione biennale (tav. 1) è pari a circa 13.000 per i primi due bienni, sale a circa 15.000 nei due bienni successivi e poi a circa 16.000; per l'ultimo biennio, con dati incompleti, il campione comprende meno di 9.000 unità. Non si è voluto introdurre una soglia dimensionale minima, ma le classi dimensionali più piccole (fino a 3 addetti) sono, come si è detto nel punto b) del paragrafo 3.4, assai scarsamente rappresentate (qualche decina di imprese); la significatività dei relativi dati nelle analisi descrittive è quindi dubbia. Fin dalla classe 4-7 addetti, però, il campione comprende a livello aggregato varie centinaia di

unità; benché la frazione di campionamento sia bassa, questo numero parrebbe sufficiente, in mancanza di distorsioni sistematiche, per dare indicazioni qualitativamente attendibili. Le classi da 8 a 255 addetti sono sempre rappresentate da oltre mille unità ciascuna (1990 escluso).

La variabile di analisi è rappresentata dal tasso di crescita dell'occupazione (dipendente). La letteratura sulla legge di Gibrat definisce nei modi più vari l'intervallo temporale considerato ai fini del calcolo del tasso di sviluppo. Nel presente lavoro si adottano tassi annuali, principalmente allo scopo di studiare le variazioni nel tempo della relazione tra dimensione e crescita (cfr. par. 3.4 e punto b) del par. 4.2). In questo ci si discosta da tutti i precedenti italiani.

La variabile indipendente, o classificatoria, è rappresentata dalla dimensione iniziale dell'impresa, cioè dalla dimensione nel primo dei due anni considerati ai fini del calcolo del tasso di sviluppo. La dimensione è definita dal numero degli addetti. Nelle analisi econometriche la variabile indipendente è più esattamente il logaritmo della dimensione, in accordo con la specificazione (10). Nelle

analisi descrittive le imprese sono raggruppate in classi dimensionali i cui limiti inferiori sono definiti da una progressione geometrica di ragione 2.

La ratio della (10) (esistenza di una dimensione ottimale, curve di costo di lungo periodo, costi di aggiustamento) presuppone costanti tecnologiche che non è ragionevole ipotizzare identiche in ogni settore. Alternativamente, se la dimensione ottimale e i vantaggi connessi sono dovuti alla struttura di mercato anziché a dati tecnologici, allo stesso modo si deve supporre che tale struttura vari da un'industria a un'altra. E' quindi opportuna un'analisi disaggregata, anche perché il valore e l'andamento dei parametri a livello settoriale hanno un interesse intrinseco.

Nell'Appendice 2 si riportano analisi descrittive riferite sia alla classificazione Istat ATECO81 a due cifre (18 settori), sia a una classificazione aggregata (tassonomia di Pavitt), modellata su quella adottata dalla Centrale dei bilanci (1991, pp. 454 ss.). Quest'ultima definisce i seguenti macrosettori: 1) settori ad alta tecnologia (chimica fine, elettronica, telecomunicazioni, aerospaziale e simili); 2) settori di specializzazione (macchine utensili, ottica, ecc.); 3) settori di scala (metallurgia, minerali non metalliferi, chimica di base,

autoveicoli, carta, apparecchi vari, ecc.); 4) settori tradizionali (alimentari; tessili, abbigliamento, cuoio e calzature; legno e mobilio; ecc.). Essa è sembrata adatta a fornire un compromesso equilibrato fra sintesi della trattazione e adeguata considerazione delle peculiarità settoriali; verrà perciò largamente utilizzata nei prossimi paragrafi.

5.2 Analisi descrittiva

La tavola 2 mostra i tassi di crescita dell'occupazione per classe dimensionale nel periodo considerato. L'andamento generale della relazione trovata è analogo a quello che prevale nei precedenti empirici riassunti nel paragrafo 4. Il tasso di sviluppo appare quasi sempre decrescente con la dimensione. Anche se si giudicano inattendibili i dati relativi alla prima, alle prime due o perfino alle prime tre classi, questa relazione (seppure attenuata) si conferma. Sembra quindi impossibile attribuirla esclusivamente ai meccanismi di selection bias descritti nel paragrafo 3.4, punto b).

In questi dati non vi è alcun indizio evidente di ostacoli alla crescita delle imprese minori.

Comunque, la dipendenza negativa del tasso di crescita dalla dimensione iniziale è abbastanza lieve quando si va oltre la dimensione delle medie imprese. Nel 1989 essa sparisce completamente dai 256 addetti in su (d'ora in avanti con "1989" si intende, quando sia appropriato nel contesto, "tasso 1989/1988"; e così per ogni altro anno). Anche questo risultato è compatibile con i precedenti empirici.

Se si prescinde dalle primissime classi, i cui tassi di crescita medi sono estremamente elevati ed erratici, l'intensità della relazione negativa appare decrescente nel tempo, in particolare dopo la metà del decennio. La differenza tra il tasso di sviluppo della classe con 4-7 addetti e quello della classe con 1.024 addetti e più scende da circa 39 punti nel 1983 a circa 24 nel 1989; lo stesso vale per lo scarto tra la classe massima e quella con 8-15 addetti (da 19 a 9 punti).

In un modello alla Viner, il confine tra l'ultima classe in crescita e la prima in regresso approssima la scala ottimale, a meno del fattore che definisce la progressione geometrica delle classi. Se questo è il caso, stando alla tavola 2 la scala ottimale è cresciuta, dai 32 addetti del 1983-84, ai 64 del 1985, ai 128 del 1986-87, ai

256 del 1988; nel 1989 tutte le classi sono in crescita, il che implicherebbe una dimensione ottimale superiore ai 1.024 addetti.

Questa evoluzione si accorda con l'opinione che gli anni ottanta abbiano assistito a una "rinascita della grande impresa" (Magnani, 1990), espressione da intendersi più specificamente - in questo contesto - nel senso dell'innalzarsi della dimensione ottimale delle imprese manifatturiere. La stessa è qualitativamente coerente con l'andamento dei costi, della produttività e dei profitti per dimensione nel periodo considerato (Signorini, 1991).

Se si deve credere ai dati provvisori, nel 1990 l'evoluzione in questione si sarebbe arrestata, anzi avrebbe nuovamente cambiato di segno. Questo sembra plausibile, considerati i mutamenti del quadro economico generale; sarà però opportuno attendere conferme dai dati definitivi.

La tavola 2, comunque, rappresenta solo una prima approssimazione. Le conclusioni che se ne possono trarre devono essere circondate da varie qualificazioni o precisazioni.

In primo luogo, non è agevole distinguere fra gli effetti micro e macroeconomici, cioè tra modifiche nella scala ottimale e shocks aggregati (S^*_t e u_t, nei termini della (11)). In presenza di una scala ottimale (costante), nel lungo periodo le variazioni del volume della domanda comportano un aggiustamento del numero delle imprese, non della dimensione delle imprese esistenti; ma nel breve periodo parte dello shock da domanda sarà assorbita dalle imprese esistenti, anche a prescindere dalla variazione della scala ottimale.

E' possibile quindi che in qualche anno il movimento del confine tra classi in crescita e classi in calo sia in parte riconducibile a una traslazione verticale temporanea della curva dei tassi di crescita dovuta alle condizioni macroeconomiche, in progressivo miglioramento nel periodo. Ma sembra improbabile che questo effetto non sia stato in gran parte compensato da mutamenti strutturali nell'arco dei ben nove anni considerati. In ogni caso, l'evoluzione, già richiamata, della produttività e dei profitti per dimensione rafforza l'idea che la scala ottimale sia mutata nel corso del periodo considerato.

In secondo luogo, è forse irragionevole definire o ricercare l'andamento della scala ottimale a livello dell'intera industria manifatturiera; è perciò opportuna

un'analisi disaggregata per settore. A questo scopo si presentano, nelle figure 1-4, le curve dei tassi di crescita, riferite agli anni 1983, 1986 e 1989, per ciascuno dei quattro macrosettori definiti nel paragrafo precedente. I grafici escludono le imprese delle prime due classi dimensionali (fino a 3 addetti).

In generale, sia l'andamento complessivo della relazione, sia l'evoluzione nel tempo della stessa, ripetono a livello di settore i corrispondenti fenomeni aggregati.

Il settore della tecnologia (fig. 1; in complesso circa 500-600 imprese, a seconda degli anni) rappresenta una mezza eccezione. Sebbene la classe minima (4-7 addetti) sia sempre caratterizzata da tassi di sviluppo assai superiori alla media, nel resto della distribuzione dimensionale non si percepisce un andamento discendente ben definito, soprattutto nell'ultimo anno. Mentre nel 1983 tutte le classi oltre i 32 addetti avevano tassi negativi, già nel 1986 la situazione è più confusa (con tassi positivi in alcune classi medio-grandi); nel 1989 tutte le classi eccetto una mostrano tassi positivi, senza alcuna vera differenza al di sopra degli 8 addetti.

In definitiva, quindi, in questo settore la crescita è relativamente meno sbilanciata a favore delle piccole imprese. Per definizione dovrebbero rientrarvi le imprese di frontiera dal punto di vista tecnologico; se l'espansione delle imprese di questo settore è in qualche modo legata alla capacità di produrre e/o sfruttare innovazioni fondamentali, la forma della relazione suggerisce la plausibile idea che le piccole imprese siano relativamente svantaggiate in questo campo.

Il settore della specializzazione (fig. 2; 2.800-3.700 imprese) mostra una relazione negativa ben definita, assai intensa per le classi minori ma percepibile anche per quelle maggiori (l'unica eccezione è rappresentata dalla classe massima nel 1983). Il confine tra classi in crescita e in calo passa dai 32 ai 1.024 addetti tra il 1983 e il 1989. Nel corso del tempo la relazione si appiattisce e si sposta verso destra.

Il settore di scala (fig. 3; 3.300-4.200 imprese) ha un andamento simile al precedente, benché al di sopra dei 256 addetti la relazione diventi meno chiara. Sembra strano che in un settore definito appunto dall'importanza delle economie di scala (tecnologiche) il confine tra classi in crescita e in calo si situi a un livello relativamente basso (32 addetti all'inizio del periodo, 256 alla fine). Se non

dipende da effetti dovuti alla struttura di mercato (core/fringe), questo fatto andrà ricondotto alla prosecuzione di fenomeni di decentramento e subfornitura: la tendenza verso dimensioni medio-piccole espressa dalla struttura dei segni dei tassi di crescita non sarebbe quindi dovuta all'esistenza di un'unica scala ottimale assai più piccola di quella che uno si aspetta, bensì alla ridistribuzione di fasi produttive dalle imprese maggiori alle minori. Leggendo i dati in questo modo, si conclude che è la scala delle imprese destinatarie della ridistribuzione a innalzarsi nel corso del periodo considerato.

Il settore tradizionale (fig. 4; 6.000-7.800 imprese) mostra anch'esso una relazione decrescente, che però diventa assai debole o forse inesistente oltre i 32-128 addetti. Il basso livello del confine tra classi in crescita e in calo (32-64 addetti) è in questo caso perfettamente plausibile. Anche qui la relazione si sposta verso destra e forse si appiattisce, ma in misura assai meno intensa che nei due casi precedenti.

I dati riportati nell'Appendice 2 consentono di ripetere la stessa analisi a livello di classi Istat (18 settori), per ognuno degli anni considerati. Anche a questo livello di disaggregazione una relazione inversa tra dimensione e crescita rappresenta la norma; i casi in cui

questa non è percepibile sono assolutamente sporadici, e possono essere dovuti a fatti accidentali e all'esiguo numero di imprese considerato in certe classi.

5.3 Analisi econometrica

L'analisi descrittiva del paragrafo precedente mette chiaramente in luce l'esistenza di una relazione inversa tra scala e crescita. Allo scopo di valutare l'intensità di questa relazione e caratterizzarne meglio alcuni dettagli è utile qualche semplice esercizio econometrico, per cui sarà utilizzato lo schema discusso nel paragrafo 3.

L'andamento espresso dalle figure 1-4 porta a escludere anche visivamente una relazione lineare semplice. Sebbene la maggior parte della letteratura ignori questo fatto, alcuni tengono conto della non linearità della relazione in vari modi, per esempio introducendo nell'equivalente della (10) termini di grado superiore al primo (Bianco e Sestito, 1992). Peraltro, in mancanza di un modello ben specificato che la giustifichi, una versione non lineare della (10) fondata solo sull'aspetto ex post dei dati avrebbe scarsa utilità conoscitiva. Si è quindi preferito stimare una relazione lineare spezzata sostanzialmente riconducibile all'ipotesi dell'esistenza di

una scala minima efficiente con costi quadratici (cfr. par. 3.3). La relazione è la seguente (dettagli sull'identificazione e la stima sono contenuti nell'Appendice 1):

$$(12) \qquad (S_{t,i}-S_{t-1,i}) = a_0 + \alpha_0 S_{t-1,i} + \Sigma_r a_r^* D_r + \Sigma_r \alpha_r S_{t-1,i}^* D_r + \Sigma_j \beta_j B^j (S_{t,i}-S_{t-1,i}) + \Sigma_k \pi_k P_k + v_{t,i},$$

dove:

a) B è l'operatore di ritardo (i ritardi considerati, sulla base di prove preliminari, sono due);
b) le D_r sono dummies che assumono il valore 1 per imprese le cui dimensioni iniziali $S_{t-1,i}$ sono inferiori a determinate soglie S^*_r, r = 1, 2, ...; numero e valore delle soglie ("punti di spezzatura") sono determinate per mezzo di una procedura ricorsiva di ricerca;
c) le P_k, k = 1, 2, 3, sono dummies settoriali;
d) i parametri sono soggetti all'insieme di vincoli di continuità $a_r = -\alpha_r S^*_r$, r = 1, 2, ...

I termini ritardati dovrebbero cogliere un'eventuale persistenza della crescita.

Le dummies settoriali (riferite alla classificazione di Pavitt più volte citata) colgono, in prima approssimazione, fattori specifici di ogni industria. Idealmente, poiché le specificità settoriali potrebbero riguardare oltre all'intercetta ogni altro aspetto della relazione (punti di spezzatura, pendenza dei vari segmenti, persistenza), sarebbe necessario includere nella (12) un certo numero di interazioni. La relazione diventerebbe però troppo complessa e difficilmente interpretabile, anche tenendo conto delle numerose ulteriori restrizioni analoghe alla d) che occorrerebbe introdurre e verificare. Si è quindi preferito mantenere una specificazione più maneggevole, anche se non del tutto soddisfacente dal punto di vista concettuale.

I risultati della stima della (12) riferita al 1989 sono riportati nella tavola 3 e riassunti graficamente, per quanto riguarda la relazione dimensione-crescita, nella figura 5. La stima esclude le prime due classi dimensionali, fortemente anomale. Le principali conclusioni sono le seguenti.

a) I dati favoriscono una specificazione con due "punti di spezzatura", S^*_1 e S^*_2, pari rispettivamente a 10 e 299 addetti. I parametri hanno il segno atteso e la

condizione di continuità non è (fortemente) respinta dai dati. Il parametro relativo alla soglia dei 10 addetti è elevato e significativo a meno dell'1 per cento; la relazione presenta una forte pendenza nel primo tratto. Il secondo parametro è significativo a meno del 10 per cento; la precisa individuazione del valore di S^*_2 è peraltro problematica, perché la funzione obiettivo della procedura ricorsiva di stima (R^2) è pressoché piatta in un ampio intervallo di valori.

b) Il coefficiente della dimensione iniziale è nullo; la legge di Gibrat è pertanto verificata per dimensioni delle imprese superiori a circa trecento addetti. Questo risultato è robusto rispetto a variazioni anche abbastanza consistenti di S^*_2.

c) Tutte le dummies settoriali sono significative.

d) I coefficienti della crescita ritardata (primi due ritardi) non sono di immediata interpretazione. Il coefficiente del primo ritardo è negativo e fortemente significativo. Il coefficiente del secondo ritardo è positivo ma al di fuori degli usuali limiti di significatività (tail area = 14 per cento). Questi risultati sono brevemente commentati più avanti.

e) La varianza spiegata dal modello è molto piccola (2 per cento). Le variabili considerate, benché generalmente significative, hanno dunque uno scarso potere esplicativo.

Al di sopra di una dimensione medio-piccola non esiste dunque alcuna relazione sistematica fra dimensione e crescita. Per le piccole imprese la crescita dipende negativamente dalla dimensione, suggerendo l'esistenza di soglie dimensionali minime verso cui le imprese tendono. Peraltro questa tendenza, benché sistematica, è quantitativamente pressoché trascurabile; le maggiori determinanti della crescita sono altre. Come si è visto, questi fenomeni sono del tutto compatibili con quelli desumibili da una letteratura estesa a un'ampia varietà di paesi e periodi.

E' utile qualche commento sulla persistenza della crescita, prevista da modelli con costi di aggiustamento ma apparentemente contraddetta dal coefficiente negativo del primo ritardo. Contini e Revelli (1989), che trovano un risultato simile, ne inferiscono l'effettiva esistenza di un sistematico "andamento alternato" della crescita delle imprese. Non è ben chiaro che cosa potrebbe causare tale andamento. E' però possibile che, soprattutto per dimensioni aziendali medio-piccole, la crescita sia in parte un

processo episodico: avvenga cioè per "balzi" discreti, forse innescati dal superamento di certi valori minimi della differenza tra dimensione effettiva e desiderata (per un modello di questo tipo si veda ad esempio Caballero, 1992). Se questo è il caso, il verificarsi di un episodio di crescita in un certo periodo ridurrebbe la probabilità di un altro episodio di crescita nel periodo successivo: potrebbe quindi essere questo meccanismo a generare un'autocorrelazione negativa.

Ma è probabile che ci sia anche un elemento spurio (cfr. Bianco e Sestito, 1992). Se la dimensione è misurata con errore, e l'errore commesso in t non è correlato con quello commesso in t-1, la variazione della dimensione misurata tra un anno e l'altro incorpora un elemento di correzione; può quindi essere negativamente correlata per questa via con quella precedente.

Il segno positivo del secondo ritardo è compatibile con la quest'ultima ipotesi, integrata da un modesto grado di persistenza della crescita; si riconcilia invece meno facilmente con l'ipotesi della crescita a "balzi". Ma, come si è detto, tale segno è statisticamente assai debole.

5.4 Dimensione e varianza della crescita

Concludo la rassegna dell'evidenza empirica con qualche breve commento sulla varianza della crescita.

Comunemente si trova che tale varianza diminuisce con la dimensione. Questo risultato viene confermato dal campione della Centrale dei bilanci (tav. 4). La varianza campionaria della crescita è piuttosto irregolare nel tempo, soprattutto nelle classi comprendenti meno di mille imprese; tuttavia essa scende sempre con la dimensione. Lo stesso vale, in generale, anche a livello disaggregato per macrosettori e per variabili diverse dal numero dei dipendenti (dati disponibili a richiesta).

Come di consueto si trova che la riduzione della varianza nelle classi maggiori è inferiore a quella attesa sulla base della legge dei grandi numeri (tav. 5). Le imprese con 1.024 addetti o più sono caratterizzate da una varianza oltre otto volte maggiore rispetto all'ipotesi che ciascuna di esse sia equivalente a 1.024 imprese indipendenti di un solo addetto. Poiché si usa il limite inferiore di ciascuna classe, la varianza teorica della tavola 5 è in effetti approssimata per eccesso.

6. Conclusioni

E' ragionevole avere come obiettivo la crescita aggregata dell'economia, ma ha un senso preoccuparsi della crescita delle singole imprese, in particolare delle imprese minori? E se sì, ci sono indizi che in Italia le piccole imprese incontrino ostacoli indebiti alla crescita?

In una sintetica rassegna (par. 2) ho reso esplicite alcune premesse concettuali (alternative o complementari fra loro) che potrebbero giustificare questa preoccupazione dal punto di vista teorico. Ho mostrato però che esistono anche argomenti in favore del contrario; argomenti cioè in base ai quali è preferibile una crescita per moltiplicazione delle unità piuttosto che per espansione delle unità esistenti, e che sono stati adoperati in passato proprio per spiegare i risultati particolarmente brillanti conseguiti da una struttura basata sulle piccole imprese come quella italiana.

Senza prendere posizione per l'una o per l'altra tesi, ho definito (par. 3) un semplice schema di riferimento che consente di collegare la verifica della legge empirica della crescita ad alcune teorie rilevanti e di discutere certi problemi statistici connessi a tale verifica.

Il punto di partenza, come di consueto, è costituito dalla cosiddetta legge di Gibrat, che postula l'indipendenza del tasso di crescita dalla dimensione iniziale. I dati della Centrale dei bilanci mostrano che il comportamento delle imprese manifatturiere italiane contraddice la legge di Gibrat (par. 5). Le imprese minori, lungi dal manifestare ostacoli alla crescita, mostrano anzi tassi di sviluppo superiori alla media, sia a livello aggregato sia a livello settoriale.

Questo fatto resta vero anche se si escludono alcune classi minime, i cui dati sono sospetti per la scarsa copertura realizzata dal campione, per la possibile presenza di distorsioni, per la diversa incidenza della mortalità d'impresa nelle varie classi dimensionali, infine per l'asimmetria della crescita logicamente necessaria in prossimità del limite inferiore delle distribuzioni possibili. Solo al di sopra di una soglia dimensionale media o medio-grande la relazione inversa tra dimensione e crescita si attenua fino a scomparire.

Tutti questi risultati, del resto non nuovi rispetto alla letteratura comparabile (par. 4), indicano che le imprese tendono verso certe soglie dimensionali minime; oltre tali soglie, la crescita non è più sistematica. Questi

fatti possono dirsi accertati. Ma la questione presentata nel paragrafo 1 non è affatto esaurita, perché restano (almeno) due domande:

a) queste soglie sono sufficientemente elevate?
b) le imprese vi tendono con sufficiente velocità?

Una risposta compiuta alla prima domanda esula dai limiti di questo lavoro. Essa richiederebbe studi tecnologico-aziendali, nonché una disaggregazione settoriale molto più spinta di quella che è stato possibile usare qui. Quanto all'altra domanda, una prima osservazione è che nella forma della relazione dimensione-crescita non si scoprono evidenti, persistenti irregolarità, picchi positivi o negativi che potrebbero segnalare l'esistenza di forti vincoli operanti in prossimità di particolari soglie. (Anche l'effetto del famoso limite dei 15 addetti nello Statuto dei lavoratori, sebbene percepibile nelle immediate vicinanze di tale limite come dimostrano Bianco e Sestito (1992, tav. 4.1), non sembra influire quando si considerano, come nel presente lavoro, classi appena un po' più ampie; le inefficienze legate a tale vincolo sono quindi modeste.)

Ma la questione è più generale: fa riferimento a fattori sistematici che non si manifesterebbero in picchi o irregolarità, bensì nell'inclinazione complessiva della

curva dei tassi di crescita. Su questo punto, credo che ulteriori indicazioni potrebbero scaturire da due distinte linee di ricerca.

In primo luogo, sarebbe utile confrontare l'evoluzione delle dimensioni minime ottimali ricavabili dall'analisi della relazione dimensione-crescita con quella delle effettive dimensioni medie o comunque prevalenti nella realtà. La dimensione caratteristica (media entropica) delle unità censite nel 1981 nei vari settori manifatturieri era inferiore alle dimensioni ottimali trovate nel paragrafo 5 con riferimento al 1989, ma forse non a quelle riferite al 1982 (cfr. Banca d'Italia, 1983, pp. 102-3; peraltro i dati ivi discussi sono riferiti alle unità locali, non alle imprese come in questo lavoro, e la disaggregazione settoriale è diversa). Tra il 1971 e il 1981 la dimensione prevalente si era ridotta, fatto spesso interpretato in senso positivo: cioè non come l'effetto di indebiti vincoli, ma come la corretta reazione della struttura produttiva a certi mutamenti delle condizioni esterne che avevano reso relativamente più conveniente la piccola dimensione (cfr. in particolare Barca e Magnani, 1989, cap. 5). E' possibile che questo fatto avesse lasciato l'industria italiana un po' spiazzata, all'inizio del decennio, rispetto all'evoluzione successiva del contesto esterno, evoluzione che avrebbe avuto un segno diverso dalla precedente. La combinazione di

dati sui vantaggi comparati per dimensione, sul pattern di crescita delle imprese esistenti, sui processi di entrata e uscita, e infine sulla struttura dello stock di imprese a cadenza decennale potrebbe gettare luce sulla maggiore o minore efficienza dei processi di evoluzione strutturale.

In secondo luogo, le potenzialità degli strumenti puramente statistici sono comunque limitate. La verifica dell'esistenza, della natura, dell'intensità e delle caratteristiche di eventuali ostacoli alla crescita non può prescindere da indagini sul campo, da condurre sia in profondità sia in estensione.

Tav. 1

CENTRALE DEI BILANCI - IMPRESE MANIFATTURIERE
NUMERO DELLE IMPRESE INCLUSE IN CIASCUN CAMPIONE BIENNALE

Cl.dim.	1982-83	1983-84	1984-85	1985-86	1986-87	1987-88	1988-89	1989-90*
1	24	22	43	45	46	62	65	31
2-3	79	89	121	136	146	191	179	100
4-7	303	322	413	487	559	657	609	367
8-15	1.185	1.288	1.636	1.863	2.025	2.096	2.024	1.238
16-31	2.461	2.656	3.235	3.550	3.846	3.973	3.689	2.090
32-63	3.246	3.418	3.923	4.245	4.272	4.211	4.121	2.336
64-127	2.632	2.671	2.850	2.922	2.905	2.936	2.862	1.511
128-255	1.564	1.501	1.543	1.562	1.566	1.521	1.461	778
256-511	695	684	688	686	665	622	584	292
512-1.023	291	260	267	258	233	242	245	126
1.024+	181	180	183	152	123	123	146	75
Totale	12.661	13.091	14.902	15.906	16.386	16.634	15.985	8.944

* Dati incompleti.

CENTRALE DEI BILANCI - IMPRESE MANIFATTURIERE
VARIAZIONE PERCENTUALE DEL NUMERO DEI DIPENDENTI

Cl.dim.	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990*
	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989
1	245,8	213,6	616,3	366,7	258,7	400,0	246,2	58,1
2-3	137,6	73,3	95,2	71,3	55,0	63,3	41,6	18,4
4-7	33,4	37,9	41,5	33,0	26,0	24,1	24,1	23,4
8-15	13,2	11,5	11,1	11,0	11,0	9,2	8,9	5,7
16-31	3,4	3,4	3,9	3,8	4,4	5,7	5,0	4,8
32-63	-,3	-,1	1,4	,9	2,2	3,0	3,7	1,7
64-127	-1,7	-1,2	-,1	,3	,6	2,5	2,8	1,4
128-255	-2,3	-2,6	-1,4	-,7	-,9	1,0	1,4	,4
256-511	-3,1	-3,4	-2,6	-1,9	-,6	-,3	,5	-1,2
512-1.023	-4,3	-2,5	-2,5	-2,5	-2,3	-1,8	,3	-2,8
1.024+	-6,0	-5,3	-4,4	-5,0	-1,9	-1,2	,4	-1,7
media	-3,4	-2,9	-1,8	-1,4	,0	1,1	1,8	,1
per memoria:								
Occ. ind.*	-3,9	-4,5	-1,3	-,6	-1,0	1,4	,5	-,1

* Dati incompleti.
** Occupazione nell'industria in senso stretto (unità di lavoro standard).

CENTRALE DEI BILANCI - IMPRESE MANIFATTURIERE CON ALMENO 4 ADDETTI
REGRESSIONE CRESCITA-DIMENSIONE

Variabile dipendente: GROWTH89

Analysis of Variance

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Prob>F
Model	8	13.23276	1.65409	37.552	0.0001
Error	12960	570.85815	0.04405		
C Total	12968	584.09091			

Root MSE	0.20988	R-square	0.0227
Dep Mean	0.01981	Adj R-sq	0.0221
C.V.	1059.60362		

Parameter Estimates

Variable	DF	Parameter Estimate	Standard Error	T for H0: Parameter=0	Prob > |T|
INTERCEP	1	-0.009205	0.06276386	-0.147	0.8834
SIZE88	1	-0.000796	0.01071964	-0.074	0.9408
GROWTH88	1	-0.103399	0.00863441	-11.975	0.0001
GROWTH87	1	0.020063	0.00802895	2.499	0.0125
MAX10	1	0.218279	0.04568353	4.778	0.0001
S88M10	1	-0.094797	0.01983998	-4.778	0.0001
MAX299	1	0.071026	0.06617714	1.073	0.2832
S88M299	1	-0.012460	0.01160921	-1.073	0.2832
P1	1	0.022046	0.00981535	2.246	0.0247
P2	1	0.021313	0.00472667	4.509	0.0001
P3	1	0.013111	0.00453286	2.892	0.0038
RESTRICT	-1	-3.326301	3.56169427	-0.934	0.3504
RESTRICT	-1	-1.968045	3.23956092	-0.608	0.5435

Test corretti per l'eteroschedasticità

Variab.	Chi-sq.	Tail area
SIZE88	,0194	,8891
GROWTH88	20,0580	,0000
GROWTH87	2,1719	,1406
MAX10	8,2947	,0040
MAX299	3,0886	,0788
RESTR. (MAX10)	,4576	,4987
RESTR. (MAX299)	5,3416	,0208

Legenda

SIZEyy	Logaritmo del numero dei dipendenti nell'anno nn
GROWTHyy	SIZEyy - SIZE(yy-1)
MAXn	Dummy per imprese con non più di nn dipendenti
SyyMnn	Interazione
Pi	Dummy settoriale (1=tecnologia 2=specializz. 3=scala)

CENTRALE DEI BILANCI - IMPRESE MANIFATTURIERE
VARIANZA DELLA CRESCITA DEL NUMERO DEI DIPENDENTI (LOG)

Cl.dim.	1983 / 1982	1984 / 1983	1985 / 1984	1986 / 1985	1987 / 1986	1988 / 1987	1989 / 1988	1990* / 1989
1	,775	,722	1,186	1,015	,760	,996	,828	,220
2-3	,388	,369	,476	,402	,366	,364	,276	,156
4-7	,180	,201	,234	,187	,188	,196	,150	,164
8-15	,093	,079	,083	,105	,095	,088	,077	,068
16-31	,046	,057	,055	,071	,063	,074	,054	,065
32-63	,038	,050	,053	,057	,051	,041	,041	,029
64-127	,041	,029	,039	,036	,049	,048	,043	,027
128-255	,040	,040	,036	,049	,080	,044	,031	,028
256-511	,012	,044	,014	,027	,047	,056	,034	,028
512-1.023	,054	,025	,012	,011	,015	,025	,011	,034
1.024+	,011	,010	,015	,027	,006	,007	,007	,005

* Dati incompleti.

CENTRALE DEI BILANCI - IMPRESE MANIFATTURIERE
VARIANZA EFFETTIVA E TEORICA (1989)

Cl.dim.	Effettiva (A)	Teorica * (B)	Rapporto (A)/(B)
1	,828	,828	1,000
2-3	,276	,414	,667
4-7	,150	,207	,725
8-15	,077	,104	,744
16-31	,054	,052	1,043
32-63	,041	,026	1,585
64-127	,043	,013	3,324
128-255	,031	,006	4,792
256-511	,034	,003	10,512
512-1.023	,011	,002	6,802
1.024+	,007	,001	8,657

* Sulla base della relazione: $\sigma^2_N = \sigma^2_1/N$.

Fig. 1

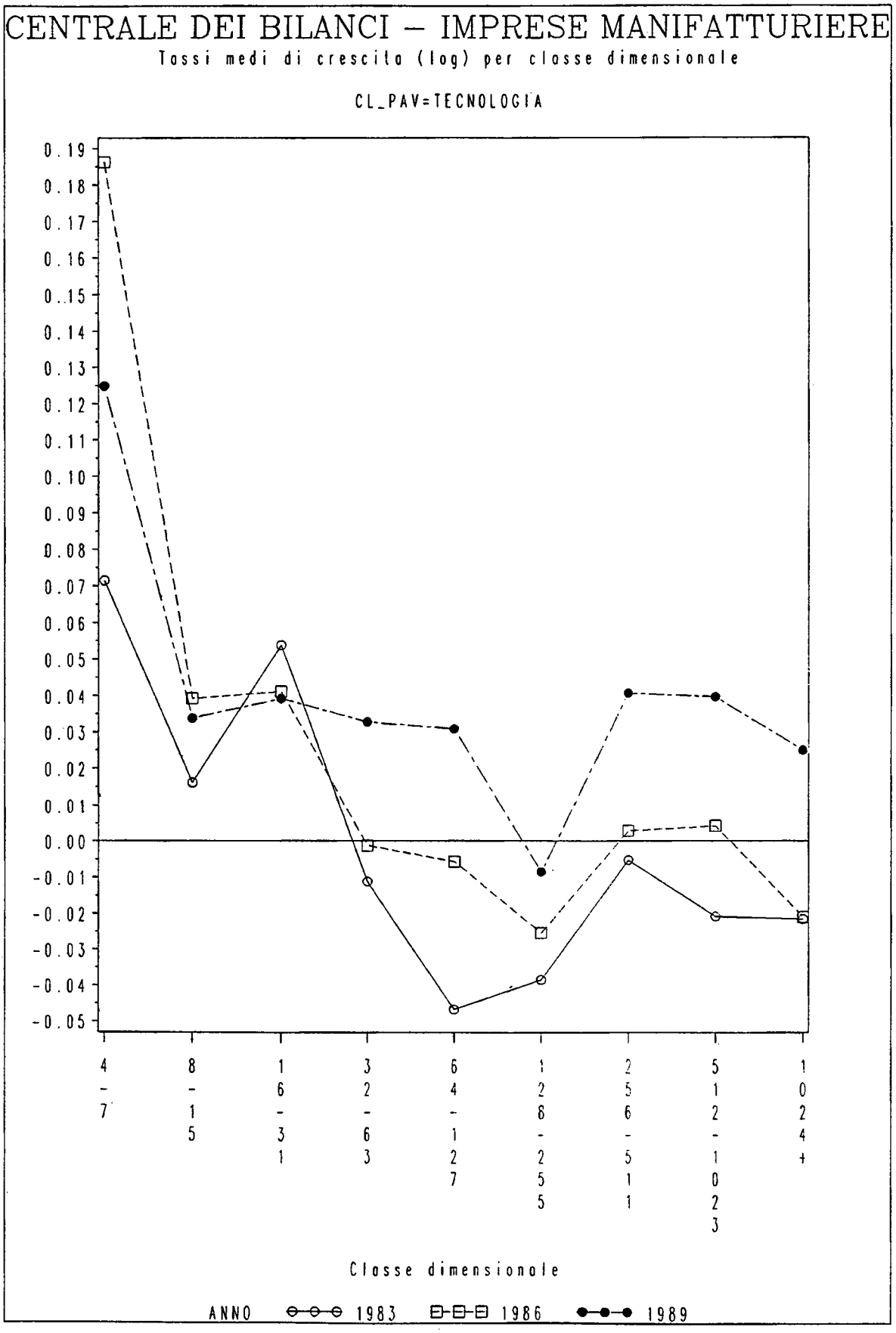

CENTRALE DEI BILANCI – IMPRESE MANIFATTURIERE
Tassi medi di crescita (log) per classe dimensionale
CL_PAV=TECNOLOGIA
0.19
0.18
0.17
0.16
0.15
0.14
0.13
0.12
0.11
0.10
0.09
0.08
0.07
0.06
0.05
0.04
0.03
0.02
0.01
0.00
-0.01
-0.02
-0.03
-0.04
-0.05
4 - 7
8 - 15
16 - 31
32 - 63
64 - 127
128 - 255
256 - 511
512 - 1023
1024 +
Classe dimensionale
ANNO 1983 1986 1989

Fig. 2

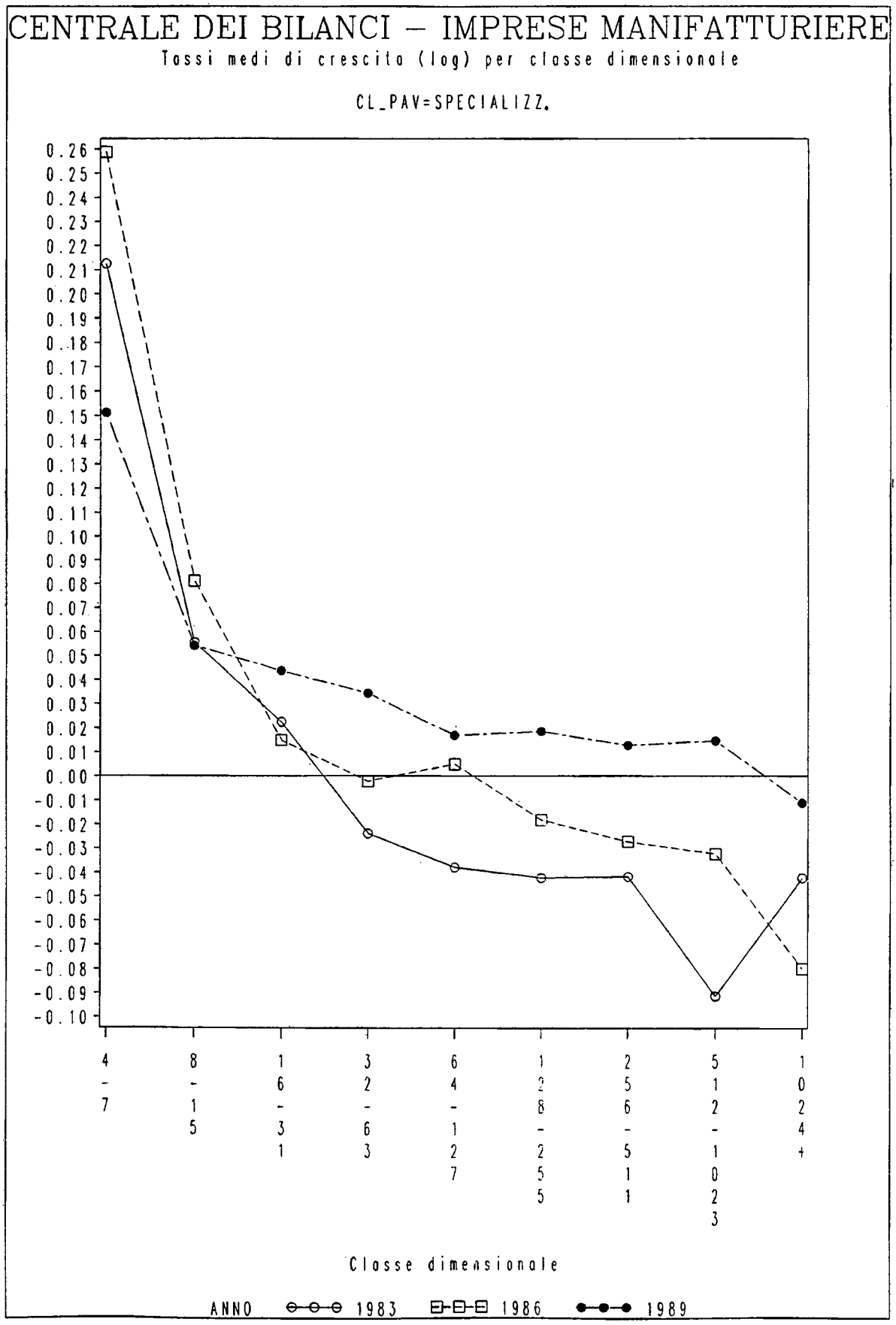

CENTRALE DEI BILANCI – IMPRESE MANIFATTURIERE
Tassi medi di crescita (log) per classe dimensionale
CL_PAV=SPECIALIZZ.
0.26
0.25
0.24
0.23
0.22
0.21
0.20
0.19
0.18
0.17
0.16
0.15
0.14
0.13
0.12
0.11
0.10
0.09
0.08
0.07
0.06
0.05
0.04
0.03
0.02
0.01
0.00
-0.01
-0.02
-0.03
-0.04
-0.05
-0.06
-0.07
-0.08
-0.09
-0.10
4 - 7
8 - 15
16 - 31
32 - 63
64 - 127
128 - 255
256 - 511
512 - 1023
1024 +
Classe dimensionale
ANNO 1983 1986 1989

Fig. 3

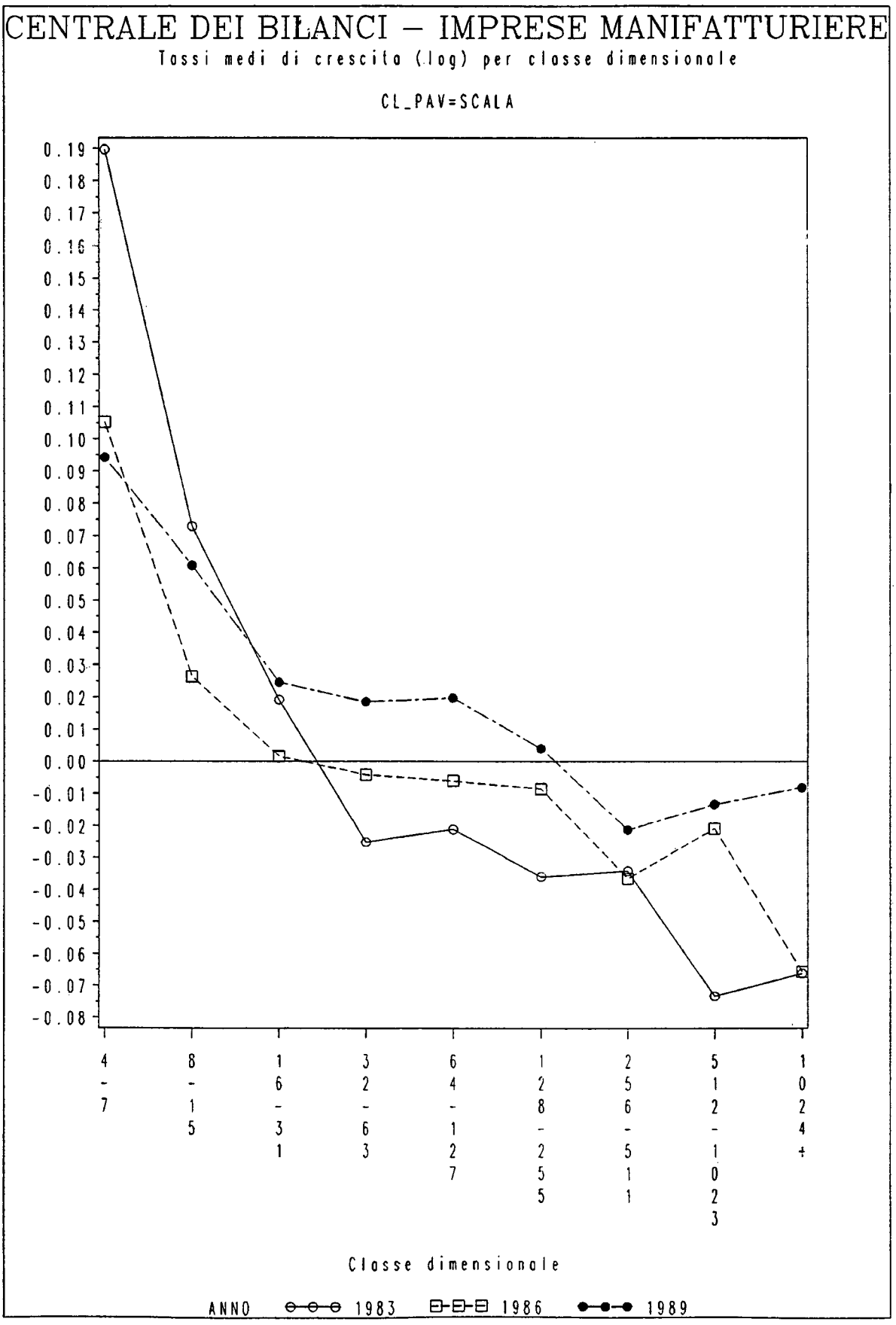

CENTRALE DEI BILANCI – IMPRESE MANIFATTURIERE
Tassi medi di crescita (log) per classe dimensionale
CL_PAV=SCALA
0.19
0.18
0.17
0.16
0.15
0.14
0.13
0.12
0.11
0.10
0.09
0.08
0.07
0.06
0.05
0.04
0.03
0.02
0.01
0.00
-0.01
-0.02
-0.03
-0.04
-0.05
-0.06
-0.07
-0.08
4 - 7
8 - 15
16 - 31
32 - 63
64 - 127
128 - 255
256 - 511
512 - 1023
1024 +
Classe dimensionale
ANNO 1983 1986 1989

Fig. 4

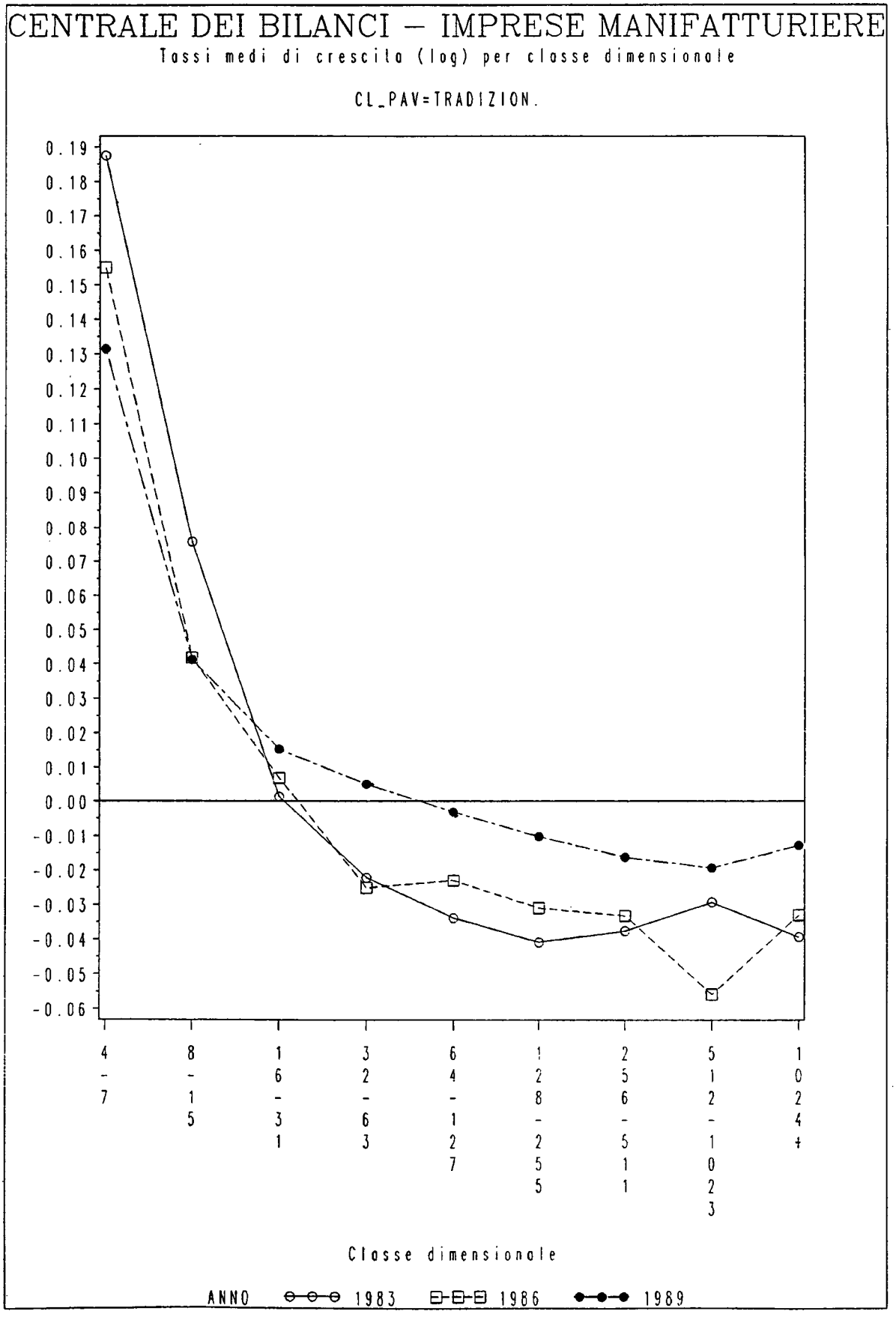
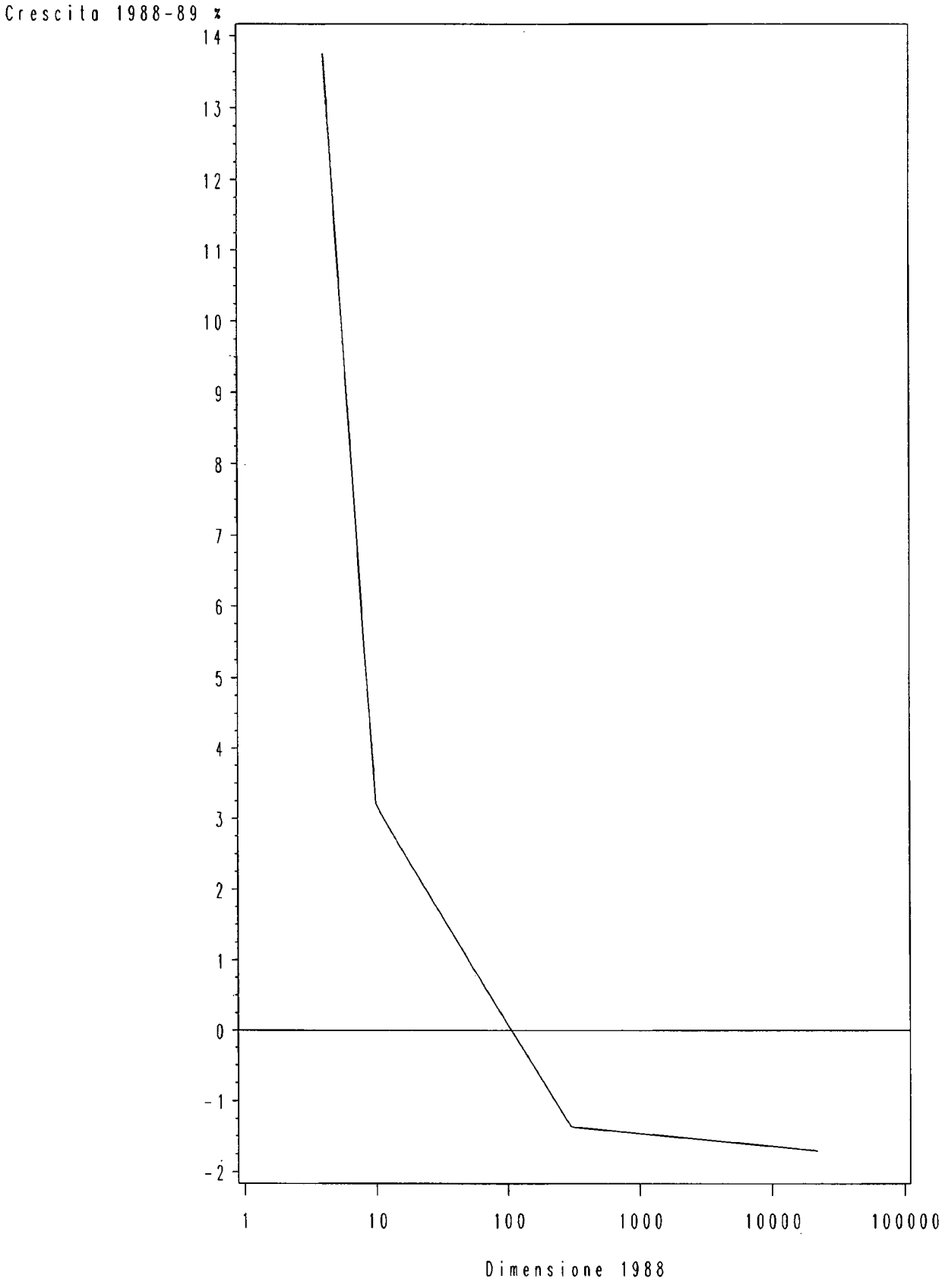

CENTRALE DEI BILANCI – IMPRESE MANIFATTURIERE
Tassi medi di crescita (log) per classe dimensionale
CL_PAV=TRADIZION.
0.19
0.18
0.17
0.16
0.15
0.14
0.13
0.12
0.11
0.10
0.09
0.08
0.07
0.06
0.05
0.04
0.03
0.02
0.01
0.00
-0.01
-0.02
-0.03
-0.04
-0.05
-0.06
4 - 7
8 - 15
16 - 31
32 - 63
64 - 127
128 - 255
256 - 511
512 - 1023
1024 +
Classe dimensionale
ANNO 1983 1986 1989

Fig. 5

CENTRALE DEI BILANCI – IMPRESE MANIFATTURIERE

Stima della relazione crescita-dimensione (1988-89)



Appendice 1

Identificazione e stima della relazione spezzata tra dimensione e crescita

Una generica relazione spezzata tra due variabili è definita da

(A1) $y(x) = f_1(x)$ per $x > T$;
$y(x) = f_2(x)$ per $x < T$.

Se si richiede continuità in x nel punto $x = T$ ("punto di spezzatura"), la (A1) deve soddisfare $f_1(T) = f_2(T)$.

In particolare, se $f_1(x) = a+bx+\epsilon$, $f_2(x) = c+dx+\epsilon$, la (A1) può essere scritta

(A2) $$y = a + c'D + bx + d'xD + \epsilon,$$

dove $c' \equiv c-a$, $d' \equiv d-b$, e D è una <u>dummy</u> che assume il valore 1 per $x < T$. La condizione di continuità impone $c' = -d'T$. Questo schema può essere agevolmente esteso a una relazione lineare con più di un punto di spezzatura.

Nel caso del testo, si intendeva ricercare una relazione del tipo seguente:

$$
\begin{aligned}
(A3) \qquad S_{t,i}-S_{t-1,i} = {} & a_0 + \alpha_0 S_{t-1,i} \\
& + a_1 * D_1 + \alpha_1 S_{t-1,i} * D_1 \\
& + a_2 * D_2 + \alpha_2 S_{t-1,i} * D_2 \\
& + \ldots \\
& + \text{altre variabili esplicative} \\
& + v_{t,i},
\end{aligned}
$$

dove D_1, D_2, ..., sono dummies che assumono il valore 1 per imprese le cui dimensioni iniziali $S_{t-1,i}$ sono inferiori a determinate soglie S_1, S_2, ... La continuità in S_{t-1} richiede di imporre la restrizione

$$(A4) \qquad a_r = - \alpha_r S_r \qquad \text{per } r = 1, 2, \ldots$$

Per la scelta del numero e del valore dei "punti di spezzatura" S_r si è seguita - in assenza di algoritmi standard - una procedura ricorsiva di ricerca per griglia. La (A3) è stata stimata dapprima con una sola "spezzatura", ripetendo la regressione per ogni valore di S_1, in opportuni intervalli, tale che $\exp(S_1)$ = intero. Si è quindi scelto il valore che massimizzava l'R^2, imponendo le seguenti condizioni: a) che la restrizione (A4) non venisse

respinta a meno dell'1 per cento; b) che il coefficiente a_1 (o, equivalentemente, α_1) risultasse significativo a meno del 10 per cento (sono stati applicati test di significatività corretti per l'eteroschedasticità dei dati).

Fissato così S_1, con analoghi criteri si sono ricercati in successione ulteriori "punti di spezzatura", arrestandosi quando l'R^2 corretto cessava di aumentare. Questa condizione si è verificata dopo la seconda iterazione. Una ricerca simultanea, preferibile in astratto, era preclusa in pratica dall'eccessiva onerosità dei calcoli.

Appendice 2

Risultati settoriali

(classe Istat; classif. Pavitt)

Legenda

CL_IST = classe Istat

CL_PAV = classificazione di Pavitt

CL_DIP = classe dimensionale (numero di dipendenti)

VDyy = variazione percentuale degli addetti (dipendenti) tra l'anno (yy-1) e l'anno (yy)

Nyy = numero di imprese considerate nel calcolo di VDyy.

CENTRALE DEI BILANCI - IMPRESE MANIFATTURIERE

CL_IST=22/METALLI

CL_DIP	N83	VD83	N84	VD84	N85	VD85	N86	VD86	N87	VD87	N88	VD88	N89	VD89	N90	VD90
=TOT=	445	-6.4	465	-4.4	490	-4.1	509	-4.7	534	1.5	545	-2.2	517	1.0	260	-1.7
1	2	350.0	1	0.0	2	100.0	.	.	1	4600.0	1	0.0	2	50.0	2	0.0
2-3	5	1342.9	3	33.3	4	116.7	6	88.2	3	62.5	7	21.1	5	45.5	2	-20.0
4-7	8	6.4	11	4.8	17	54.7	18	30.0	17	11.0	26	65.4	20	7.7	10	9.7
8-15	50	5.1	55	9.4	55	1.5	67	5.0	73	13.6	68	8.9	65	12.9	46	10.6
16-31	73	1.7	77	3.6	91	1.3	101	6.3	104	3.2	120	4.3	106	2.1	57	6.8
32-63	109	-0.5	118	13.0	136	-0.8	135	1.6	141	4.0	128	0.3	124	3.2	60	10.1
64-127	89	-2.5	90	2.2	81	2.3	86	0.3	100	1.3	98	4.4	92	5.2	40	1.3
128-255	49	-7.6	51	-0.7	52	-1.9	46	-2.9	52	-0.7	53	-1.6	60	2.8	23	5.0
256-511	35	-4.5	36	-1.6	30	-4.3	30	-5.6	30	15.0	26	-3.7	22	0.4	11	-2.7
512-1023	13	-15.6	8	-10.0	9	-2.7	9	-5.1	7	-8.6	9	-2.8	10	0.9	5	-0.5
1024+	12	-7.0	15	-6.8	13	-7.3	11	-7.8	6	-6.8	9	-6.2	11	-1.9	4	-8.3

CL_IST=24/MINERALI NON METALLIFERI

CL_DIP	N83	VD83	N84	VD84	N85	VD85	N86	VD86	N87	VD87	N88	VD88	N89	VD89	N90	VD90
=TOT=	1046	-1.9	1062	-3.8	1190	-1.9	1242	-3.3	1227	-0.3	1237	1.6	1182	1.0	688	0.1
1	.	.	.	.	.	.	1	1100.0	2	150.0	2	250.0	1	0.0	2	0.0
2-3	5	25.0	5	7.1	7	605.6	6	40.0	7	61.1	11	41.4	11	13.3	10	38.5
4-7	27	42.6	27	38.3	36	28.6	40	95.6	46	11.6	53	17.4	48	13.7	30	30.2
8-15	113	11.7	115	8.7	138	10.1	184	2.6	185	10.4	177	6.9	171	12.1	101	10.2
16-31	240	3.8	254	2.2	308	1.1	305	-0.3	328	3.8	356	4.9	316	4.6	191	4.1
32-63	254	-3.1	273	-5.1	307	-1.4	326	-2.1	321	-1.6	309	3.4	304	3.8	165	1.8
64-127	212	-1.6	218	-2.2	216	-1.6	204	-1.5	188	0.6	184	5.1	180	1.8	103	1.3
128-255	118	3.2	97	-2.7	100	2.3	101	-3.0	93	-2.1	94	-0.7	89	1.7	53	-0.3
256-511	39	-3.0	38	-4.4	47	-3.5	42	-5.9	33	2.0	29	1.6	36	-2.6	18	-3.3
512-1023	23	-2.9	19	-5.7	19	-4.7	21	-5.6	17	-3.4	15	-0.4	18	-2.5	10	-2.3
1024+	15	-6.0	16	-5.9	12	-5.8	12	-5.5	7	-2.3	7	-5.2	8	-0.6	5	-1.2

CL_IST=25-26/CHIMICA, FARMAC., FIBRE

CL_DIP	N83	VD83	N84	VD84	N85	VD85	N86	VD86	N87	VD87	N88	VD88	N89	VD89	N90	VD90
=TOT=	843	-2.0	860	-0.7	938	-0.9	992	0.2	987	0.0	1039	1.0	967	1.9	495	0.9
1	.	.	2	0.0	4	725.0	.	.	2	50.0	4	3975.0	1	0.0	1	0.0
2-3	8	65.2	5	53.8	9	79.2	9	11.5	12	47.1	18	39.1	17	37.8	6	-7.1
4-7	19	8.7	33	34.3	32	15.0	36	33.5	40	23.5	43	16.5	33	20.3	26	9.8
8-15	106	12.5	99	9.1	115	14.0	119	6.7	134	10.9	138	13.2	130	8.2	88	1.7
16-31	148	3.2	164	4.4	192	2.3	217	3.3	218	5.2	207	11.3	190	6.1	97	8.5
32-63	184	-2.6	188	0.4	206	6.3	213	0.8	208	3.8	244	6.1	227	3.0	103	0.0
64-127	158	-0.7	151	1.9	164	0.3	173	-0.1	159	1.8	169	3.4	160	8.9	77	-0.1
128-255	100	-0.4	96	-2.0	93	0.3	104	0.8	103	-0.5	108	0.1	103	1.5	47	-2.1
256-511	59	0.1	64	0.2	65	0.3	66	0.9	56	-1.4	49	1.3	42	-0.4	19	-2.9
512-1023	37	-2.4	32	3.4	35	-0.4	35	1.3	36	0.2	41	-2.2	39	1.9	18	4.8
1024+	24	-4.0	26	-4.0	23	-4.7	20	-2.4	19	-2.4	18	-1.4	25	0.2	13	0.6

CENTRALE DEI BILANCI - IMPRESE MANIFATTURIERE

CL_IST=31/PRODOTTI METALLO

CL_DIP	N83	VD83	N84	VD84	N85	VD85	N86	VD86	N87	VD87	N88	VD88	N89	VD89	N90	VD90
=TOT=	1554	-2.2	1606	-2.9	1806	-1.5	1936	-0.0	1984	-0.1	1944	1.5	1849	1.8	1115	2.0
1	2	400.0	.	.	2	0.0	3	100.0	1	0.0	3	233.3	3	166.7	2	50.0
2-3	5	0.0	8	210.5	6	111.1	5	42.9	7	5.6	15	36.6	17	72.1	8	-4.5
4-7	20	50.5	23	96.1	23	53.0	34	30.4	46	69.3	49	22.5	42	27.1	36	22.0
8-15	118	21.8	127	12.0	166	8.3	196	11.6	220	11.8	212	9.5	198	10.9	114	4.4
16-31	339	1.3	357	1.7	439	5.7	447	5.3	487	4.4	494	6.7	453	4.4	282	4.1
32-63	443	-1.8	466	-0.8	525	1.9	602	1.1	601	1.9	577	2.6	568	4.2	334	1.3
64-127	367	-2.5	370	-3.6	396	-0.9	406	-0.2	379	0.6	354	3.0	355	2.6	220	3.6
128-255	167	-2.2	160	-3.4	156	-4.5	159	-1.6	164	-1.2	162	0.4	148	1.5	95	2.7
256-511	70	-4.0	73	-4.3	73	-5.3	64	-1.6	66	-4.9	58	-1.7	46	-1.3	20	-0.1
512-1023	22	-4.0	20	-6.1	19	-3.5	19	-3.4	12	-4.4	17	-2.6	17	-1.4	3	1.8
1024+	1	-2.9	2	-2.8	1	-5.5	1	2.3	1	-3.0	3	-1.6	2	-4.4	1	-3.4

CL_IST=32/MACCHINE AGRO-INDUSTRIALI

CL_DIP	N83	VD83	N84	VD84	N85	VD85	N86	VD86	N87	VD87	N88	VD88	N89	VD89	N90	VD90
=TOT=	1564	-3.8	1617	-2.5	1846	-1.0	1954	-1.2	2018	0.1	2129	2.2	2095	4.1	1150	0.4
1	1	300.0	2	2050.0	3	100.0	3	100.0	3	133.3	5	300.0	4	625.0	1	400.0
2-3	5	76.9	10	37.5	15	76.9	10	53.6	11	36.7	19	102.2	20	146.2	6	73.3
4-7	27	62.4	26	31.5	42	28.0	42	34.5	45	29.2	57	23.1	55	36.0	40	63.1
8-15	109	8.8	126	9.0	181	12.0	190	17.1	205	12.1	220	10.2	247	11.2	145	5.0
16-31	268	2.9	291	2.5	357	6.0	416	4.6	456	5.5	501	4.7	449	8.1	264	9.7
32-63	432	-1.2	451	-1.4	518	2.1	561	1.8	589	3.4	603	4.9	587	7.8	325	2.8
64-127	362	-2.9	366	-1.5	386	-0.3	397	0.5	381	1.3	427	3.5	419	4.1	202	0.9
128-255	222	-3.7	215	-3.3	221	-0.3	213	-1.8	218	-0.7	195	1.0	203	4.9	100	0.9
256-511	75	-4.1	70	-7.0	64	-2.2	74	-2.1	70	-0.6	69	1.2	67	2.6	38	0.8
512-1023	41	-6.2	35	0.3	34	-4.0	29	-5.1	28	-2.3	26	-1.1	30	3.0	18	-4.3
1024+	22	-5.2	25	-3.6	25	-3.1	19	-3.9	12	-4.2	7	-1.8	14	-1.2	11	-2.4

CL_IST=33-37/MACCH.UFF.,STRUM.PREC.

CL_DIP	N83	VD83	N84	VD84	N85	VD85	N86	VD86	N87	VD87	N88	VD88	N89	VD89	N90	VD90
=TOT=	198	-0.7	201	0.3	232	1.8	266	0.7	274	2.2	286	2.0	272	4.3	145	-0.0
1	1	100.0	.	.	1	300.0	.	.	1	100.0	1	100.0	2	0.0	.	.
2-3	1	33.3	2	120.0	1	0.0	2	240.0	2	-25.0	8	42.1	7	16.7	5	-8.3
4-7	4	0.0	6	21.2	7	5.0	6	82.9	5	13.8	9	22.4	10	25.0	3	0.0
8-15	11	19.4	10	9.2	18	15.7	21	23.1	24	19.4	29	12.3	25	8.1	10	-1.7
16-31	26	9.5	33	1.9	42	11.5	54	3.0	57	10.8	53	10.6	52	5.1	30	3.7
32-63	59	6.6	53	7.2	60	1.5	71	-0.3	75	6.3	79	7.7	70	2.4	49	0.4
64-127	42	6.6	40	-2.6	44	0.1	46	6.6	48	0.0	46	2.9	46	2.7	21	7.4
128-255	28	-1.9	30	-0.9	33	1.2	32	0.9	32	0.8	32	5.2	30	-0.3	14	0.7
256-511	14	-2.3	15	-2.7	15	0.3	23	-0.3	22	-0.5	19	-0.9	20	10.2	6	-1.7
512-1023	6	-4.5	7	-3.8	5	7.8	4	1.9	4	4.6	4	-8.4	4	6.3	4	-0.2
1024+	6	-1.4	5	1.0	6	1.4	7	-0.5	4	2.5	6	1.0	6	3.6	3	-3.2

CENTRALE DEI BILANCI - IMPRESE MANIFATTURIERE

CL_IST=34/MATERIALE ELETTRICO

CL_DIP	N83	VD83	N84	VD84	N85	VD85	N86	VD86	N87	VD87	N88	VD88	N89	VD89	N90	VD90
=TOT=	915	-3.7	941	-2.3	1077	-2.1	1143	-2.0	1206	0.0	1278	2.1	1255	1.2	670	1.8
1	3	300.0	2	0.0	4	50.0	2	50.0	2	1800.0	7	42.9	6	83.3	2	0.0
2-3	5	63.6	4	27.3	6	235.7	3	142.9	6	53.3	12	53.3	13	9.1	8	31.6
4-7	18	42.0	16	46.8	18	25.7	22	15.9	24	23.5	41	36.7	38	22.0	18	9.6
8-15	68	21.0	67	14.6	87	22.3	89	9.5	115	8.3	146	9.3	133	16.6	81	9.7
16-31	145	7.8	153	7.9	181	7.2	202	6.0	224	10.9	246	11.8	242	5.7	135	2.6
32-63	209	4.0	227	0.5	264	5.3	284	4.1	289	3.9	287	5.4	300	5.4	170	1.1
64-127	190	2.1	189	2.9	216	4.3	236	3.1	234	3.2	232	6.9	232	4.4	118	7.5
128-255	136	0.5	146	0.8	148	-2.2	147	1.6	157	0.7	170	3.4	158	0.8	74	2.8
256-511	71	-4.2	74	-4.8	80	-3.1	88	-3.8	85	-1.3	79	2.8	69	-1.4	30	2.7
512-1023	33	-3.2	32	0.4	34	-2.6	35	1.2	37	-2.7	28	3.5	30	1.4	14	-7.2
1024+	37	-6.4	31	-4.7	39	-3.8	35	-5.1	33	-1.1	28	-2.1	34	-0.0	20	1.7

CL_IST=35/AUTOVEICOLI

CL_DIP	N83	VD83	N84	VD84	N85	VD85	N86	VD86	N87	VD87	N88	VD88	N89	VD89	N90	VD90
=TOT=	227	-6.8	220	-6.6	248	-6.0	254	-5.5	247	0.2	259	3.5	257	3.3	150	-1.5
1	.	.	.	.	1	100.0	.	.	.	.	1	800.0	.	.	.	.
2-3	2	0.0	1	-50.0	1	200.0	1	0.0	1	200.0	.	.	1	300.0	3	25.0
4-7	2	0.0	1	0.0	3	-15.8	7	-2.6	3	28.6	5	41.4	6	14.3	4	12.0
8-15	7	2.4	6	0.0	12	49.3	7	14.1	10	-1.7	12	17.9	16	-1.5	9	14.7
16-31	25	1.0	27	7.7	37	9.4	41	-1.5	47	8.5	39	17.3	29	14.3	16	-4.2
32-63	48	-1.8	52	-0.7	53	-2.6	65	2.3	58	-0.4	62	6.0	61	7.0	42	6.3
64-127	47	-1.2	48	-3.9	53	-4.2	51	-1.4	54	2.2	59	2.1	64	1.3	32	2.2
128-255	45	-4.8	41	-3.3	41	-1.5	41	0.1	37	-3.0	36	0.0	31	7.7	19	-1.7
256-511	25	-4.9	22	-4.8	24	-5.3	21	0.8	20	5.2	23	11.1	25	5.1	9	-1.9
512-1023	11	-6.8	9	-5.3	11	-4.6	10	-0.7	8	0.9	12	-2.8	12	1.1	11	-5.9
1024+	15	-7.2	13	-7.0	12	-6.6	10	-8.0	9	-0.8	10	3.4	12	2.7	5	-1.3

CL_IST=36/ALTRI MEZZI DI TRASPORTO

CL_DIP	N83	VD83	N84	VD84	N85	VD85	N86	VD86	N87	VD87	N88	VD88	N89	VD89	N90	VD90
=TOT=	156	-4.1	152	-5.8	164	-2.0	171	-2.8	179	-2.1	192	0.7	180	2.1	100	-1.5
2-3	2	50.0	2	50.0	.	.	.	.	1	0.0	2	133.3	.	.	.	.
4-7	1	28.6	.	.	1	0.0	2	0.0	3	30.8	6	18.8	5	23.8	8	27.9
8-15	12	10.5	12	16.0	12	-7.0	16	0.5	24	8.8	20	6.0	16	-2.0	10	6.0
16-31	15	-5.3	16	12.5	21	-3.3	24	7.4	28	-2.2	37	1.8	37	3.4	23	0.0
32-63	34	-1.2	36	-2.9	37	-1.8	41	-0.9	33	-1.5	31	9.2	28	-3.8	15	-2.4
64-127	24	-2.8	24	-3.9	28	6.0	23	1.6	29	-4.2	31	2.9	36	3.9	15	5.9
128-255	17	-10.1	14	-5.1	16	-0.8	19	-4.8	18	5.0	18	-1.3	15	2.5	9	-3.3
256-511	29	1.6	28	-1.3	27	-3.1	24	0.8	24	-4.1	25	-5.0	24	2.0	13	-5.2
512-1023	10	-2.4	8	-1.9	10	-4.3	13	-2.8	13	-2.5	15	-1.3	11	-2.3	6	-1.9
1024+	12	-5.5	12	-7.9	12	-1.8	9	-3.7	6	-2.1	7	4.6	8	3.2	1	0.3

CENTRALE DEI BILANCI - IMPRESE MANIFATTURIERE

CL_IST=41-42/ALIMENTARI

CL_DIP	N83	VD83	N84	VD84	N85	VD85	N86	VD86	N87	VD87	N88	VD88	N89	VD89	N90	VD90
=TOT=	1079	0.2	1122	-1.7	1289	-0.4	1412	0.3	1433	-2.3	1416	1.6	1353	1.4	780	0.3
1	4	50.0	4	25.0	7	3057.1	9	555.6	10	90.0	10	100.0	12	125.0	6	66.7
2-3	13	36.4	12	120.0	22	37.7	30	48.1	31	46.1	31	136.3	19	18.8	15	2.7
4-7	47	33.7	54	39.0	63	101.9	83	22.0	95	9.8	97	47.2	98	21.3	64	15.2
8-15	170	21.7	174	9.3	216	7.0	248	8.5	247	17.0	267	9.1	245	5.7	166	4.8
16-31	269	1.8	294	5.1	343	3.2	387	5.9	385	2.2	371	5.2	366	7.0	203	6.2
32-63	242	3.7	246	-2.3	272	-1.6	293	1.0	291	2.2	280	0.9	277	4.2	154	-0.1
64-127	163	1.3	176	1.3	186	0.5	177	-0.4	192	-0.3	200	3.6	189	4.7	94	1.3
128-255	94	-0.9	88	-1.4	105	-0.7	110	4.5	105	-9.9	90	4.6	82	-2.9	47	0.7
256-511	45	-0.8	45	-2.1	42	-4.4	50	-2.3	55	-5.7	46	-1.1	40	-0.9	20	0.5
512-1023	16	-0.8	14	-11.3	16	-1.7	13	-4.2	12	-6.5	13	-3.1	16	0.9	9	-8.7
1024+	16	-1.6	15	-2.4	17	-1.2	12	-2.4	10	-0.9	11	-1.4	9	-1.0	2	-0.2

CL_IST=43/TESSILI

CL_DIP	N83	VD83	N84	VD84	N85	VD85	N86	VD86	N87	VD87	N88	VD88	N89	VD89	N90	VD90
=TOT=	1302	-3.5	1335	-2.8	1531	-1.1	1634	-0.3	1627	0.2	1585	-0.8	1482	0.9	793	-1.4
1	4	75.0	3	66.7	3	66.7	7	171.4	3	0.0	7	171.4	4	75.0	2	0.0
2-3	12	25.0	17	45.7	23	52.5	23	42.9	26	51.5	18	22.7	15	22.5	7	5.6
4-7	49	26.5	40	48.2	54	15.1	66	15.6	64	15.4	66	8.7	70	48.5	33	19.1
8-15	119	6.4	140	11.9	184	14.3	213	17.0	202	6.5	188	7.9	170	7.2	95	6.5
16-31	230	0.1	261	7.3	297	3.3	320	3.2	336	4.7	344	4.2	298	5.1	161	0.1
32-63	315	-1.0	317	-1.5	388	0.8	426	1.6	419	1.2	400	1.4	376	2.3	204	2.0
64-127	279	-4.1	292	-1.8	313	-1.5	313	0.6	313	0.5	302	-0.9	298	0.7	135	-2.2
128-255	178	-3.7	157	-5.3	171	-1.5	169	-1.2	177	0.1	170	0.1	161	3.0	94	-0.2
256-511	83	-4.4	76	-4.0	69	-1.0	71	-0.9	67	-0.7	74	-5.0	69	-2.0	46	-2.8
512-1023	27	-5.3	27	-4.6	24	-4.8	22	-6.1	18	-4.9	13	-2.6	16	-1.6	12	-4.0
1024+	6	-3.5	5	-4.6	5	-5.4	4	-3.8	2	0.2	3	-2.2	5	-4.0	4	-4.0

CL_IST=44/PELLI E CUOIO

CL_DIP	N83	VD83	N84	VD84	N85	VD85	N86	VD86	N87	VD87	N88	VD88	N89	VD89	N90	VD90
=TOT=	205	-1.0	230	0.1	262	0.4	308	-1.2	336	-2.1	349	-0.9	336	-0.9	208	0.5
1	1	0.0	2	50.0	2	50.0	2	300.0	2	0.0	2	100.0	4	50.0	2	200.0
2-3	4	-10.0	5	16.7	6	28.6	8	10.5	8	81.0	6	0.0	7	35.3	5	25.0
4-7	9	43.4	13	11.4	14	30.0	17	18.9	25	12.3	25	-4.4	22	7.8	17	0.0
8-15	20	25.4	25	9.6	35	6.1	50	28.9	51	5.2	66	6.4	59	-5.4	42	0.6
16-31	52	5.0	60	3.1	64	1.0	81	5.9	97	-3.3	110	-1.1	110	0.6	65	2.6
32-63	52	-3.3	62	3.0	77	-0.1	79	-1.2	82	-1.2	72	-3.7	77	-3.1	46	1.2
64-127	39	-0.1	34	-3.2	37	1.0	43	-2.8	43	-3.5	48	-1.8	37	3.4	21	-0.6
128-255	21	0.3	22	-4.9	21	-0.1	23	-0.7	26	-3.5	19	2.1	18	-4.2	9	-1.9
256-511	6	-11.8	6	3.2	4	-2.9	3	-30.0	1	-6.2	1	-8.5	2	1.3	1	0.0
512-1023	1	4.7	1	9.5	1	3.9	2	-1.5	1	1.5	.	.	.	.	.	.
1024+	.	.	.	.	1	-1.8	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.

CENTRALE DEI BILANCI - IMPRESE MANIFATTURIERE

CL_IST=45/ABBIGLIAMENTO, CALZATURE

CL_DIP	N83	VD83	N84	VD84	N85	VD85	N86	VD86	N87	VD87	N88	VD88	N89	VD89	N90	VD90
=TOT=	829	-1.7	889	-1.5	1072	-0.7	1164	-1.4	1221	-1.7	1194	-0.6	1149	-0.7	664	-1.9
1	2	450.0	1	100.0	5	120.0	5	420.0	7	157.1	6	16.7	11	245.5	5	40.0
2-3	3	225.0	6	35.7	8	-4.8	16	114.3	10	100.0	9	176.0	14	25.7	8	23.8
4-7	21	52.1	21	25.2	34	48.7	37	26.2	54	45.6	56	0.6	53	23.0	20	50.5
8-15	70	18.7	84	13.0	106	10.0	118	10.9	134	16.6	124	13.4	127	12.9	84	8.2
16-31	125	7.3	141	0.8	186	6.9	207	6.1	243	3.1	263	5.7	251	3.5	134	3.4
32-63	195	1.4	203	3.3	270	5.2	294	0.4	293	-0.6	297	-0.8	289	0.6	179	0.7
64-127	181	-0.8	206	-2.3	234	-0.1	260	-1.0	267	-4.1	242	-3.2	219	-1.1	140	-4.5
128-255	142	-3.8	144	-2.2	147	-1.2	155	-3.9	139	-3.4	136	-0.8	131	-2.8	66	-3.2
256-511	64	-3.0	57	-0.6	57	-0.3	54	-1.3	59	-2.2	48	-1.2	42	-0.1	23	1.1
512-1023	23	-1.4	22	-3.0	21	-6.1	16	-2.5	12	-0.2	12	1.6	11	-3.3	3	-7.3
1024+	3	-5.0	4	-6.6	4	-6.0	2	-5.6	3	0.4	1	-8.3	1	-5.0	2	-6.0

CL_IST=46/LEGNO E MOBILIO

CL_DIP	N83	VD83	N84	VD84	N85	VD85	N86	VD86	N87	VD87	N88	VD88	N89	VD89	N90	VD90
=TOT=	768	-2.4	804	-1.5	927	-2.2	958	-0.7	1031	0.4	1070	2.1	1042	2.2	613	2.1
1	3	566.7	3	0.0	4	0.0	5	500.0	5	60.0	3	0.0	7	342.9	2	50.0
2-3	2	66.7	2	120.0	2	100.0	3	337.5	7	31.6	11	0.0	11	-6.7	3	-12.5
4-7	14	7.2	13	4.2	20	50.0	19	34.9	30	39.9	37	49.3	31	15.6	18	20.4
8-15	65	4.0	81	15.9	89	3.5	101	14.6	132	2.2	155	3.4	156	6.3	81	1.7
16-31	169	4.8	178	2.1	236	0.3	263	0.1	281	2.9	289	2.9	264	3.5	162	3.2
32-63	246	-2.0	272	-0.8	305	-1.0	308	-1.3	318	1.0	304	2.2	301	1.9	192	1.6
64-127	181	-3.9	172	-1.6	182	-1.5	182	-0.8	180	-0.2	195	1.8	192	1.4	110	2.6
128-255	70	-3.0	68	-3.6	70	-5.9	60	-1.1	63	0.2	61	4.9	59	1.8	37	2.9
256-511	15	-4.3	12	-3.6	14	-3.1	12	-1.6	11	-2.1	11	-3.4	18	2.9	6	-0.7
512-1023	3	-1.5	3	-4.7	5	-3.0	5	-5.0	4	-4.9	4	-8.6	3	1.2	2	-3.0

CL_IST=47/CARTA

CL_DIP	N83	VD83	N84	VD84	N85	VD85	N86	VD86	N87	VD87	N88	VD88	N89	VD89	N90	VD90
=TOT=	609	-2.5	642	-2.5	756	0.8	826	-1.1	876	1.9	928	-0.1	892	0.0	477	0.1
1	.	.	1	100.0	2	0.0	5	640.0	2	0.0	7	314.3	3	66.7	1	0.0
2-3	1	-33.3	2	60.0	5	15.4	5	33.3	7	161.1	9	30.4	8	23.8	7	36.8
4-7	10	3.4	15	19.1	23	21.1	31	11.2	33	13.1	44	17.5	39	18.6	22	11.0
8-15	51	7.8	61	14.3	83	13.8	95	6.1	106	14.6	115	8.4	107	6.4	68	8.0
16-31	129	3.4	136	-2.1	175	3.1	189	1.7	217	3.5	220	5.2	213	3.2	103	4.8
32-63	165	-1.5	171	-1.0	198	2.0	227	0.7	227	3.5	232	3.7	226	1.9	122	1.5
64-127	121	-1.9	121	-0.2	131	1.0	133	0.0	148	3.7	161	3.1	155	1.6	86	-1.0
128-255	80	1.1	79	-3.0	79	-0.7	87	1.2	80	3.5	82	-0.5	89	-0.9	44	-0.7
256-511	31	-1.6	36	-2.7	39	-1.6	34	-0.1	33	2.0	29	-0.9	28	-0.1	15	-0.9
512-1023	13	-7.1	13	-1.7	13	8.2	14	-1.8	15	0.4	19	-4.1	16	-2.2	6	-1.2
1024+	8	-6.2	7	-6.1	8	-2.5	6	-11.9	8	3.8	10	-2.9	8	-1.5	3	-0.2

CENTRALE DEI BILANCI - IMPRESE MANIFATTURIERE

CL_IST=48/GOMMA E PLASTICA

CL_DIP	N83	VD83	N84	VD84	N85	VD85	N86	VD86	N87	VD87	N88	VD88	N89	VD89	N90	VD90
=TOT=	743	-5.8	763	-1.8	854	-2.4	911	0.1	963	2.5	947	1.8	911	3.5	488	-2.4
1	1	0.0	1	0.0	1	100.0	1	100.0	2	150.0	2	150.0	1	5000.0	1	100.0
2-3	5	92.3	5	169.2	3	14.3	5	215.4	6	28.6	10	33.3	8	35.0	3	62.5
4-7	22	33.6	17	57.3	19	43.6	19	86.5	16	30.7	23	8.7	23	21.1	12	10.0
8-15	72	5.9	81	18.5	107	15.1	117	9.7	135	9.0	129	13.2	116	7.1	73	4.6
16-31	179	6.1	187	2.4	227	2.9	257	3.7	288	5.5	268	5.3	256	3.9	133	6.6
32-63	203	3.6	219	3.3	232	-1.2	243	1.2	244	6.1	246	4.5	245	3.0	130	1.8
64-127	137	-2.8	137	-1.5	148	-0.1	155	4.2	151	0.7	149	1.8	152	2.1	77	3.8
128-255	84	-4.4	77	-1.2	74	-1.8	76	0.7	82	4.5	76	5.2	68	1.7	36	0.8
256-511	25	-4.7	25	-8.6	28	-2.8	23	-1.3	27	4.8	29	1.4	29	4.9	17	-6.9
512-1023	11	-1.3	10	-2.4	10	-2.4	11	-2.7	9	-1.5	12	-8.7	10	-1.7	5	-3.3
1024+	4	-19.6	4	-4.7	5	-6.2	4	-6.1	3	-3.2	3	-0.7	3	7.8	1	-11.1

CL_IST=49/MANIFATTURIERE VARIE

CL_DIP	N83	VD83	N84	VD84	N85	VD85	N86	VD86	N87	VD87	N88	VD88	N89	VD89	N90	VD90
=TOT=	178	-5.3	182	-2.0	220	-2.0	226	-0.6	243	3.2	236	-4.0	246	2.7	148	-0.5
1	.	.	.	.	2	50.0	2	0.0	3	66.7	1	0.0	4	25.0	2	50.0
2-3	1	0.0	.	.	3	50.0	4	160.0	1	0.0	5	21.4	6	23.5	4	9.1
4-7	5	0.0	6	12.1	7	30.0	8	45.0	13	56.2	20	6.4	16	13.8	6	45.9
8-15	24	5.6	25	7.5	32	10.3	32	13.0	28	10.1	30	9.0	43	7.9	25	4.5
16-31	29	5.0	27	6.3	39	7.9	39	5.5	50	4.4	55	1.5	57	4.6	34	8.3
32-63	56	-1.3	64	-1.7	75	4.9	77	2.0	83	5.1	60	-0.8	61	4.7	46	-0.2
64-127	40	-4.1	37	-4.3	35	-3.5	37	-3.0	39	6.2	37	-0.9	36	1.2	20	1.8
128-255	13	-11.8	16	-2.6	16	-8.7	20	-3.6	20	-0.1	19	-12.6	16	-0.6	11	-7.9
256-511	9	-4.6	7	-2.0	10	-7.7	7	-2.5	6	-2.5	7	-5.0	5	0.7	.	.
512-1023	1	-24.7	.	.	1	2.5	.	.	.	.	2	-2.8	2	6.0	.	.

CENTRALE DEI BILANCI - IMPRESE MANIFATTURIERE

CL_PAV=TECNOLOGIA

CL_DIP	N83	VD83	N84	VD84	N85	VD85	N86	VD86	N87	VD87	N88	VD88	N89	VD89	N90	VD90
=TOT=	514	-2.1	515	-0.5	548	-0.2	595	-0.6	597	1.3	685	2.5	638	2.9	317	1.4
1	2	50.0	2	0.0	4	475.0	.	.	.	.	2	500.0	1	0.0	1	0.0
2-3	5	83.3	5	7.1	5	263.6	4	45.5	3	22.2	16	43.9	10	19.2	8	5.6
4-7	11	7.9	14	33.8	10	6.9	21	35.5	12	16.7	20	17.0	18	29.9	2	-7.7
8-15	56	12.5	51	3.4	58	13.1	51	7.5	67	12.5	75	2.7	72	5.9	47	2.3
16-31	67	6.1	73	10.2	74	13.0	101	6.0	109	7.5	113	14.2	97	5.0	48	3.1
32-63	103	-0.1	104	6.4	111	5.4	112	1.9	114	5.1	139	11.0	132	5.4	67	0.4
64-127	82	-2.1	81	3.5	95	3.2	113	0.9	106	1.7	117	4.8	116	6.8	52	5.4
128-255	78	1.6	71	1.3	68	1.9	71	-0.8	78	1.0	86	5.1	81	0.8	37	-1.8
256-511	50	-0.5	54	-1.4	61	0.6	68	1.1	53	0.2	58	3.2	49	4.8	23	-1.8
512-1023	29	-1.6	25	2.5	26	2.5	24	0.7	30	1.1	30	-1.7	30	4.1	18	4.6
1024+	31	-3.1	35	-1.7	36	-1.7	30	-2.2	25	0.9	29	1.4	32	2.1	14	1.1

CL_PAV=SPECIALIZZ.

CL_DIP	N83	VD83	N84	VD84	N85	VD85	N86	VD86	N87	VD87	N88	VD88	N89	VD89	N90	VD90
=TOT=	2831	-3.2	2915	-2.3	3336	-0.9	3545	-0.9	3677	0.7	3737	1.7	3656	3.3	2003	1.1
1	2	150.0	3	1366.7	6	83.3	6	66.7	9	111.1	7	228.6	11	245.5	4	150.0
2-3	13	75.8	15	68.4	27	52.9	24	110.8	22	24.6	44	63.0	39	87.1	15	37.5
4-7	60	40.4	62	30.4	87	32.2	88	49.1	96	30.5	120	17.8	119	28.8	73	41.4
8-15	252	8.3	276	11.4	376	14.8	395	12.8	441	12.0	455	12.2	462	9.2	274	4.5
16-31	541	4.5	574	2.4	715	4.4	812	4.1	885	5.1	922	5.3	862	6.5	487	7.5
32-63	780	0.5	823	-0.2	934	2.1	1007	1.2	1042	4.0	1012	4.4	990	5.7	565	2.0
64-127	611	-1.5	602	-0.9	625	-0.0	653	1.9	631	1.4	667	3.6	657	3.2	320	2.6
128-255	353	-3.6	351	-2.6	358	-0.9	352	-0.9	364	-0.1	329	1.0	323	3.3	166	0.7
256-511	123	-3.8	119	-7.0	119	-1.7	136	-2.2	127	-0.4	125	1.4	124	2.1	58	0.1
512-1023	64	-5.7	56	0.1	54	-2.5	43	-3.2	40	-2.1	40	-0.8	47	2.6	26	-3.5
1024+	32	-5.5	34	-4.5	35	-4.1	29	-5.6	20	-3.4	16	-6.7	22	0.1	15	-0.4

CL_PAV=SCALA

CL_DIP	N83	VD83	N84	VD84	N85	VD85	N86	VD86	N87	VD87	N88	VD88	N89	VD89	N90	VD90
=TOT=	3272	-5.1	3367	-4.3	3782	-3.2	4007	-2.7	4169	0.1	4339	0.9	4184	1.3	2265	-0.9
1	4	400.0	4	25.0	10	180.0	7	471.4	8	1037.5	22	863.6	11	518.2	5	0.0
2-3	20	386.5	17	63.4	21	269.1	21	50.0	30	88.5	36	38.3	46	31.1	30	31.6
4-7	64	33.5	73	32.1	95	25.8	114	21.8	123	17.0	178	27.2	147	15.3	97	18.5
8-15	272	12.8	284	12.8	351	12.7	416	7.1	463	10.4	487	9.9	472	11.6	302	9.7
16-31	589	4.2	637	3.3	781	2.6	846	2.5	932	6.0	959	7.1	895	4.7	474	5.0
32-63	774	-0.6	828	0.2	933	1.6	1009	1.8	1017	2.7	1040	3.8	1024	3.9	556	2.6
64-127	680	-0.8	688	-0.5	736	0.7	734	0.5	763	2.0	784	4.6	766	4.1	395	1.6
128-255	438	-2.7	424	-1.7	428	-0.8	449	-0.0	441	0.5	458	0.4	449	1.6	222	0.5
256-511	235	-2.9	237	-2.5	246	-3.8	226	-2.6	226	2.0	201	0.5	195	-0.4	93	-2.3
512-1023	104	-5.5	91	-3.0	98	-2.3	112	-1.4	104	-2.4	114	-2.1	105	-0.7	54	-4.1
1024+	92	-7.4	84	-6.9	83	-5.7	73	-6.0	62	-2.7	60	-1.2	74	0.2	37	-2.6

CENTRALE DEI BILANCI - IMPRESE MANIFATTURIERE

CL_PAV=TRADIZION.

CL_DIP	N83	VD83	N84	VD84	N85	VD85	N86	VD86	N87	VD87	N88	VD88	N89	VD89	N90	VD90
=TOT=	6044	-1.7	6294	-2.2	7236	-1.1	7759	-0.6	7943	-0.8	7873	0.5	7507	1.1	4359	0.2
1	16	243.8	13	38.5	23	969.6	32	400.0	29	89.7	31	103.2	42	181.0	21	57.1
2-3	41	40.0	52	84.8	68	46.9	87	66.4	91	52.6	95	76.3	84	28.7	47	5.8
4-7	168	32.5	173	43.4	221	53.4	264	32.5	328	28.4	339	25.1	325	26.0	195	19.4
8-15	605	15.6	677	11.6	851	8.7	1001	12.2	1054	10.8	1079	8.2	1018	7.7	615	4.6
16-31	1264	2.3	1372	3.4	1665	4.0	1791	4.2	1920	3.1	1979	4.7	1835	4.5	1081	3.6
32-63	1589	-0.5	1663	-0.6	1945	0.8	2117	0.3	2099	0.9	2020	1.4	1975	2.5	1148	1.2
64-127	1259	-2.3	1300	-2.0	1394	-0.9	1422	-0.5	1405	-0.7	1368	0.5	1323	1.6	744	0.4
128-255	695	-1.7	655	-3.5	689	-2.5	690	-1.1	683	-2.6	648	1.0	608	0.2	353	0.4
256-511	287	-3.5	274	-3.0	262	-2.7	256	-2.0	259	-3.1	238	-2.8	216	-0.6	118	-0.8
512-1023	94	-2.9	88	-5.2	89	-4.4	79	-4.6	59	-4.0	58	-2.0	63	-1.5	28	-5.0
1024+	26	-2.3	27	-3.3	29	-3.0	20	-3.1	16	-0.7	18	-1.7	18	-2.2	9	-3.7

Riferimenti bibliografici

Banca d'Italia (1983), Relazione annuale sul 1982, Roma.

Barca, F. e G. Ferri (1993), Crescita, finanziamento e riallocazione del controllo: teoria e prime evidenze empiriche per l'Italia, Banca d'Italia, Temi di Discussione, n. 203.

_____ e M. Magnani (1989), L'industria fra capitale e lavoro. Piccole e grandi imprese dall'autunno caldo alla ristrutturazione, Bologna, Il Mulino.

Becattini, G. (1991), Il distretto industriale marshalliano come concetto socio-economico, in F. Pyke, G. Becattini e W. Sengenberger (a cura di), Distretti industriali e cooperazione fra imprese in Italia, Banca Toscana, Quaderni di Studi e Informazioni, n. 34.

Bianco, M. e P. Sestito (1992), Entry, Growth and Market Structure: The Italian Case, Roma, Banca d'Italia, dattiloscritto.

_____ (1993), Entrate, uscite e struttura di mercato: una rassegna della letteratura, in "L'Industria", vol. 14, n. 1, pp. 87-108.

Boeri, T. (1989), Does Firm Size Matter?, in "Giornale degli Economisti", vol. 48, n. 9, pp. 477-95.

Brusco, S., E. Giovannetti e W. Malagoli (1979), La relazione tra dimensione e saggio di sviluppo nelle imprese industriali: una ricerca empirica, Università di Modena, Studi e ricerche dell'Istituto di economia, n. 5; ripubblicato in S. Brusco, Piccole imprese e distretti industriali, Torino, Rosenberg & Sellier, 1989.

Caballero, R. J. (1992), A Fallacy of Composition, in "American Economic Review", vol. 82, n. 5, pp. 1279-92.

Canesi, M. (1990), Attualità delle economie di scala: una verifica empirica su un comparto della meccanica strumentale, in "Economia e Politica Industriale", n. 68, pp. 103-33.

Centrale dei bilanci (1991), Economia e finanza delle imprese italiane, 1982-1989, Milano, Il Sole 24 Ore Libri.

Cipolletta, I. (1990), L'industria negli anni Ottanta: riflessioni sul cambiamento, in "Economia Italiana", n. 3, pp. 435-67.

Contini, B. e R. Revelli (1989), The Relationship between Firm Growth and Labor Demand, in "Small Business Economics", vol. 1, n. 4, pp. 309-14.

_____ (1991), Pattern di espansione e contrazione occupazionale delle imprese italiane, in "L'Industria", vol. 12, n. 4, pp. 535-64.

Evangelista, R., D. Archibugi e R. Simonetti (1991), Innovazione e dimensione di impresa: nuovi dati a favore dell'ipotesi neo-schumpeteriana, in "Economia e Politica Industriale", n. 72, pp. 23-31.

Ijiri, Y. e H. A. Simon (1977), Skew Distributions and the Sizes of Business Firms, Amsterdam, North-Holland.

Istat (1985), Indagine sulla diffusione dell'innovazione tecnologica nell'industria manifatturiera italiana, in "Notiziario Istat", serie 4, vol. 7, n. 4.

Jovanovic, B. (1982), Selection and the Evolution of Industry, in "Econometrica", vol. 50, n. 3, pp. 649-70.

Lucas, R. E. (1967), Adjustment Costs and the Theory of Supply, in "Journal of Political Economy", vol. 75, n. 4, pp. 321-34.

_____ (1978), On the Size Distribution of Business Firms, in "Bell Journal of Economics", vol. 9, n. 2, pp. 508-23.

Magnani, M. (1990), Imprese, piccole e grandi. Di chi sarà il decennio '90, in "Politica ed Economia", n. 9, pp. 56-57.

Piore, M. J. e C. F. Sabel (1984), The Second Industrial Divide. Possibilities for Prosperity, New York, Basic Books.

Schmalensee, R. (1988), Industrial Economics: An Overview, in "Economic Journal", vol. 98, n. 392, pp. 643-81.

Schumpeter, J. (1946), Theorie der wirtschaftlichen Entwicklung, Berlin, Duncker & Humblot, 6a ed.; trad. it.: Teoria dello sviluppo economico, Firenze, Sansoni, 1977.

Signorini, L. F. (1991), Scala, efficienza e redditività negli anni ottanta: un'analisi dei bilanci delle imprese manifatturiere, in "L'Industria", vol. 12, n. 4, pp. 565-90.

Storey, D., K. Keasey, R. Watson e P. Wynarczyk (1987), The Performance of Small Firms, London, Croom Helm.

Traù, F. (1990), L'evoluzione dimensionale delle imprese manifatturiere italiane negli anni 1982-86, in "Rassegna Economica", vol. 54, n. 1, pp. 97-124.

Viner, J. (1932), Cost Curves and Supply Curves, in "Zeitschrift für Nationalökonomie", vol. 3, pp. 23-46.

ELENCO DEI PIÙ RECENTI TEMI DI DISCUSSIONE (*)

n. 186 — *Convergence of Inflation, Prerequisite for EMU*, di L. BINI SMAGHI e P. DEL GIOVANE (dicembre 1992).

n. 187 — *Rating the EC as an Optimal Currency Area*, di L. BINI SMAGHI e S. VORI (gennaio 1993).

n. 188 — *Industrial Countries' Protectionism with Respect to Eastern Europe: The Impact of the Association Agreement Concluded with the EC on the Exports of Poland, Czechoslovakia and Hungary*, di C. MASTROPASQUA e V. ROLLI (gennaio 1993).

n. 189 — *Il ruolo della concorrenza nell'evoluzione delle politiche di raccolta delle banche italiane*, di D. FOCARELLI e R. TEDESCHI (gennaio 1993).

n. 190 — *Finanza pubblica e indebitamento tra le due guerre mondiali: il finanziamento del settore statale*, di G. SALVEMINI e V. ZAMAGNI (febbraio 1993).

n. 191 — *Metodi per la stima in tempo reale della produzione industriale: una riconsiderazione e un confronto*, di G. SCHLITZER (marzo 1993).

n. 192 — *Aspettative di cambio nello SME*, di ANTONIO ROMA (aprile 1993).

n. 193 — *On the Economics of Interbank Payment Systems*, di P. ANGELINI e C. GIANNINI (maggio 1993)

n. 194 — *Allocazione e riallocazione della proprietà e del controllo delle imprese: ostacoli, intermediari, regole*, di F. BARCA (maggio 1993).

n. 195 — *Il controllo nella* public company, di M. BIANCO (maggio 1993).

n. 196 — *Il gruppo di imprese come modello di controllo nei paesi ritardatari*, di S. TRENTO (maggio 1993).

n. 197 — *Mercato e istituzioni della riallocazione proprietaria in Germania, Regno Unito e Francia*, di D. CARDILLI, L. PINZANI e P. E. SIGNORINI (maggio 1993).

n. 198 — *Privatizzare: come? Spunti da una ricognizione comparata dei casi inglese e francese*, di S. CHIRI e F. PANETTA (maggio 1993).

n. 199 — *Liquidity Effects and the Determinants of Short-Term Interest Rates in Italy*, di I. ANGELONI e A. PRATI (giugno 1993).

n. 200 — *Nuovi strumenti per la valutazione e la previsione del ciclo economico in Italia*, di G. SCHLITZER (giugno 1993).

n. 201 — *Controllo e gruppo: natura economica e tutela giuridica*, di F. BARCA, P. CASAVOLA e M. PERASSI (luglio 1993).

n. 202 — *Forma giuridica, quotazione e struttura proprietaria delle imprese italiane: prime evidenze comparate*, di L. CANNARI, G. MARCHESE e M. PAGNINI (luglio 1993).

n. 203 — *Crescita, finanziamento e riallocazione del controllo: teoria e prime evidenze empiriche per l'Italia*, di F. BARCA e G. FERRI (luglio 1993).

n. 204 — *Tutela dei creditori e riallocazione dell'impresa nella normativa fallimentare*, di G. BOCCUZZI e R. CERCONE (luglio 1993).

n. 205 — *Il trasferimento intergenerazionale delle imprese*, di B. MANZONE e S. TRENTO (luglio 1993).

n. 206 — *Aspetti economici e normativi dell'attività degli enti creditizi rilevante per la riallocazione della proprietà*, di N. PESARESI (luglio 1993).

n. 207 — *An Assessment of Systemic Risk in the Italian Clearing System*, di P. ANGELINI, G. MARESCA e D. RUSSO (luglio 1993).

n. 208 — *La microstruttura del mercato dei titoli di Stato*, di A. SCALIA (agosto 1993).

n. 209 — *Debt Stabilization under Fiscal Regime Uncertainty*, di F. DRUDI e A. PRATI (settembre 1993).

(*) I «Temi» possono essere richiesti a:
Banca d'Italia - Servizio Studi - Divisione Biblioteca e Pubblicazioni - Via Nazionale, 91 - 00184 Roma.

Finito di stampare
nel mese di settembre 1993
presso il Centro Stampa
della Banca d'Italia in Roma.