



XV
CONFERENZA

DIRITTI, REGOLE, MERCATO
Economia pubblica ed analisi economica del diritto

Pavia, Università, 3 - 4 ottobre 2003

NON LINEARITA' E DINAMICA DELLA DIMENSIONE
D'IMPRESA IN ITALIA: ESISTE LA SOGLIA DEI 15
DIPENDENTI?

ROBERTO BASILE E SERGIO DE NARDIS

ISAE (Istituto di Studi e Analisi Economica)

società italiana di economia pubblica

dipartimento di economia pubblica e territoriale – università di Pavia

DIRITTI, REGOLE, MERCATO
Economia pubblica ed analisi economica del diritto

XV Conferenza SIEP - Pavia, Università, 3 - 4 ottobre 2003

pubblicazione internet realizzata con contributo della



società italiana di economia pubblica

dipartimento di economia pubblica e territoriale – università di Pavia

Abstract

Utilizzando i dati ISTAT sulle imprese manifatturiere italiane nate nel 1996 e attive nel 2000, si analizza la dinamica della dimensione d'impresa per individuare non linearità e/o discontinuità nel processo di crescita generate dai vincoli imposti dall'articolo 18 dello Statuto dei Lavoratori. Le stime di regressione locale suggeriscono la presenza di non linearità, sebbene non si rilevino punti di discontinuità. Il tasso di crescita atteso tende ad annullarsi in prossimità dei 15 dipendenti e, successivamente, a divenire negativo. Le stime di densità condizionata mostrano, inoltre, come intorno ai 15 addetti prevalgano comportamenti di inerzia o di contrazione. Ciò rappresenta un'evidenza necessaria, ma non sufficiente, a favore di un effetto negativo della regolamentazione. I risultati potrebbero infatti riflettere scelte ottimali di crescita indipendenti dai vincoli della regolamentazione.

JEL: L11, L60, J4, C14

Parole chiave: Crescita delle imprese, Legge di Gibrat, Italia, Non linearità, Discontinuità, Densità condizionata

1. Introduzione

Partendo dal lavoro seminale di Gibrat (1931), molti lavori empirici hanno analizzato la crescita e la distribuzione della dimensione d'impresa. Fino a pochi anni fa, i risultati di questi studi sembravano convergere su due importanti conclusioni: (1) vi è indipendenza tra la crescita attesa delle imprese e la dimensione iniziale (legge di Gibrat); (2) la distribuzione della dimensione d'impresa è stabile e approssimativamente log-normale. Recente evidenza empirica, basata su dati più affidabili che in passato, mostra però che la relazione tra crescita e dimensione d'impresa nella manifattura industriale non è costante ma decrescente (per una rassegna, Cfr. Geroski, 1995; sul caso italiano Cfr. Lotti *et al.*, 1999): la necessità di raggiungere dimensioni minime efficienti spinge le piccole imprese a crescere più velocemente di quelle più grandi. Nel caso di molti comparti dei servizi, in cui le economie di scala possono per vari motivi giocare un ruolo meno determinante, la legge di Gibrat non sembra, invece, rigettata.

La maggior parte degli studi empirici, anche quelli più recenti, non ha però tenuto conto della possibile esistenza di non-linearità e/o discontinuità nella relazione tra crescita e dimensione d'impresa. Eccezioni a tale proposito sono rappresentate dal lavoro di Garibaldi *et al.* (2003) e da de Nardis *et al.* (2003), che tentano di verificare la presenza di effetti soglia (*threshold effects*) generati dalla regolamentazione pubblica del lavoro. Nei paesi europei, la legislazione del lavoro cambia a seconda della dimensione d'impresa. In Italia, la regolamentazione pubblica del rapporto di lavoro subordinato si concretizza in un complesso sistema di norme, derivanti da leggi e da contratti collettivi, che introducono molteplici soglie dimensionali nel graduare l'intensità dei vincoli cui sono soggette le aziende nella gestione delle relazioni con i dipendenti. Tra le diverse soglie, quella dei 15 addetti emerge indubbiamente come la più rilevante per il salto qualitativo che comporta nell'organizzazione e nei costi dell'impresa, a seguito del passaggio, nell'impianto generale dello Statuto dei Lavoratori, dalla mera garanzia delle libertà sindacali alla promozione dell'attività sindacale, con la conseguente possibilità di stipulare accordi a livello aziendale (con il corollario della costituzione di rappresentanze nei luoghi di lavoro, permessi sindacali, diritti

di assemblea, ecc.) e l'assoggettamento delle imprese a un regime più vincolistico per quanto riguarda i licenziamenti individuali senza giusta causa o giustificato motivo. Con riferimento a quest'ultimo punto, le imprese sono obbligate a reintegrare sul posto di lavoro, oltre che a risarcire, un lavoratore ingiustamente licenziato, solo se esse superano la soglia dimensionale dei 15 dipendenti (avendo come base generale di computo gli occupati a tempo indeterminato, i lavoratori con contratti a tempo determinato superiore ai nove mesi e quelli assunti con contratti di formazione lavoro). Dal 1990, le imprese con un numero inferiore di dipendenti, se giudicate colpevoli di licenziamento senza giusta causa o giustificato motivo, devono invece corrispondere al lavoratore una somma in denaro corrispondente al numero di mensilità perse (da 2,5 a 6 mesi).¹ Prima del 1990, la legislazione non richiedeva alle piccole imprese di "giustificare" il licenziamento. In tal senso, l'introduzione della tutela obbligatoria nel 1990 corrisponde ad un irrigidimento nella disciplina applicata alle piccole imprese.

La legislazione potrebbe quindi rappresentare un fattore determinante della crescita: le imprese con una dimensione prossima a quella di soglia potrebbero mostrare una maggiore riluttanza ad aumentare il numero dei propri dipendenti per non incorrere in un innalzamento del costo dei licenziamenti e, più in generale, nel timore di un irrigidimento dei rapporti di lavoro all'interno dell'azienda. Garibaldi *et al.* (2003), usando dati di fonte INPS, hanno stimato a) che le imprese vicine alla soglia dei 15 dipendenti hanno una probabilità di inattività (riluttanza a crescere) dell'1,5% superiore rispetto alla media e b) che le imprese con 15 dipendenti hanno maggiore probabilità di ridurre la propria dimensione piuttosto che aumentarla. In generale, questo studio mostra che gli effetti soglia sono statisticamente significativi e robusti, sebbene quantitativamente poco rilevanti. Seguendo un diverso approccio metodologico e utilizzando informazioni ottenute da un indagine *ad hoc* presso il campione di imprese dell'ISAE, de Nardis *et al.* (2003) giungono a conclusioni non dissimili,

¹ Per una recente rassegna del complesso sistema di norme, di legge e di contratto collettivo, che regolano l'intero spettro in cui si articola la disciplina del mercato del lavoro, cfr. Principe (2003). Per quel che concerne il limite dei 15 dipendenti, è opportuno ricordare che questa stessa soglia discrimina la regolamentazione del rapporto di lavoro in diversi altri ambiti, sia di legge che di contratto, come l'inserimento lavorativo dei disabili, la tutela della salute e la sicurezza dei luoghi di lavoro.

rilevando uno scoraggiamento a crescere per le imprese appena sotto la soglia dei 15 addetti, stimato tra circa l'1 e il 3,5%; un impatto, dunque, quantitativamente limitato, ma statisticamente significativo.

L'obiettivo del presente lavoro è analizzare la dinamica della dimensione d'impresa per verificare l'esistenza di eventuali non linearità e/o discontinuità nel processo di crescita delle imprese manifatturiere in prossimità della soglia dei 15 dipendenti. Tale obiettivo è perseguito utilizzando i dati censuari di fonte ISTAT (archivio ASIA) e stimando, attraverso tecniche non parametriche, la media e la densità condizionata della crescita della dimensione d'impresa. Queste tecniche consentono, infatti, di stimare la relazione tra crescita e dimensione iniziale senza imporre alcuna forma funzionale.

Il seguito del lavoro è organizzato nel modo seguente. Il paragrafo 2 richiama la legge di Gibrat e mostra i possibili effetti di una regolamentazione del lavoro sul comportamento di crescita delle imprese. Il paragrafo 3 è dedicato agli aspetti metodologici di stima del modello di crescita. Nel paragrafo 4 si presentano i dati utilizzati nell'analisi. Il paragrafo 5 riporta i risultati delle stime di regressione e di densità condizionata. L'ultimo paragrafo è dedicato alle conclusioni.

2. Crescita dimensionale e regolamentazione pubblica del lavoro: uno schema interpretativo

La legge di Gibrat afferma che la probabilità (o il valore atteso) di un dato cambiamento nella dimensione d'impresa durante un determinato periodo temporale è uguale per tutte le imprese di un dato settore, indipendentemente dalla loro dimensione all'inizio del periodo esaminato. Per verificare la validità della legge di Gibrat (ovvero l'ipotesi di una distribuzione *random* dei tassi di crescita) occorre quindi regredire il tasso di crescita sul (logaritmo naturale del) livello iniziale della dimensione d'impresa S (numero di lavoratori dipendenti). In un'analisi *cross section*, la specificazione empirica del modello di crescita dell'impresa è pertanto la seguente:

$$\dot{S}_i = m(\ln S_i) + \varepsilon_i \quad i = 1, \dots, n, \quad (1)$$

dove \dot{S}_i indica il tasso di crescita della dimensione d'impresa in un determinato arco temporale, $\ln S_i$ è il logaritmo della dimensione iniziale, ε_i è un disturbo stocastico e $m(\cdot)$ è una funzione generica del valore atteso condizionato [$m(\ln S) = E(\dot{S} | \ln S)$]. L'ipotesi generalmente adottata è che ε_i abbia media zero, varianza costante e sia indipendentemente e identicamente distribuito².

Il comportamento medio di crescita delle imprese, definito dalla funzione del valore atteso condizionato, può essere utilmente rappresentato in forma grafica all'interno di uno scatterplot di \dot{S}_i versus $\ln S$: ovviamente, un tratto di questa funzione inclinato negativamente indicherebbe una relazione negativa tra crescita e dimensione iniziale; uno inclinato positivamente indicherebbe una relazione positiva; uno parallelo all'asse delle ascisse tenderebbe a confermare la legge di Gibrat.

La questione più rilevante ai fini del presente lavoro è ipotizzare l'effetto della regolamentazione pubblica (in particolare dell'articolo 18 dello Statuto dei lavoratori) sul comportamento di crescita delle imprese, ovvero sul valore atteso condizionato $E(\dot{S} | \ln S)$. A tale scopo, si propone un grafico stilizzato del comportamento di crescita atteso di una moltitudine di imprese soggette ad una regolamentazione pubblica del lavoro tale da scoraggiarle a superare una data soglia (x), come ad esempio quella dei 15 dipendenti. Sull'asse orizzontale sono indicati i (logaritmi dei) livelli iniziali della dimensione d'impresa ($\ln S$), su quello verticale i successivi tassi di crescita in un determinato arco temporale (\dot{S}). All'interno del grafico si riportano anche una linea verticale in corrispondenza della soglia x e una orizzontale in corrispondenza di $\dot{S} = 0$ (indicante crescita zero o "inattività").

Figura 1

La forma della curva rappresentata nel grafico 1 può essere spiegata nel modo seguente. Come suggerito dalla letteratura più recente, tassi di crescita più elevati dovrebbero osservarsi in corrispondenza dei livelli dimensionali iniziali più bassi:

² Alternativamente, è possibile stimare la relazione tra il numero di addetti in un determinato periodo temporale t e la dimensione osservata nell'anno di inizio attività dell'impresa ($t=0$): $\ln S_{i,t} = m(\ln S_{i,0}) + \varepsilon_{i,t}$.

come già detto, la necessità di raggiungere determinate economie di scala spingerebbe le piccole imprese a crescere più velocemente di quelle più grandi (con conseguente violazione della legge di Gibrat). Un tratto iniziale con pendenza negativa costituirebbe quindi la prima ipotesi circa la relazione tra crescita e dimensione d'impresa.

In presenza di una regolamentazione pubblica del lavoro “stringente”, le imprese nate con una dimensione prossima a quella di soglia (x) sarebbero però indotte a un comportamento di crescita differenziato rispetto alle altre: esse sarebbero in particolare disincentivate a superare tale soglia e quindi mostrerebbero una maggiore riluttanza a crescere. Graficamente si potrebbe notare una vera e propria “discontinuità” nella relazione stimata in prossimità della soglia x . Alternativamente, si potrebbe osservare, anziché una vera e propria discontinuità, un progressivo avvicinamento a tassi di crescita nulli man mano che ci si avvicina alla soglia x .

Per evitare gli effetti della regolamentazione, le imprese nate con un numero di dipendenti superiore a quello di “soglia” sarebbero, inoltre, indotte a interventi di “*downsizing*” (ovvero di riduzione della dimensione), attraverso operazioni di scorporo o altre tipologie di intervento che consentano di riportare il numero dei dipendenti al di sotto della soglia x . Per sfuggire alle conseguenze della regolamentazione pubblica, inoltre, il tasso di crescita negativo dovrebbe ovviamente essere, in un intorno al di sopra della soglia critica, tanto più elevato quanto più alto è il numero di dipendenti nel periodo iniziale. Non si può tuttavia immaginare che tale processo accomuni anche le imprese nate con una dimensione significativamente superiore ad x . Oltre una certa dimensione, infatti, i benefici di una crescita tale da assicurare performance e livelli di efficienza maggiori sarebbero superiori ai costi derivanti dall'assoggettamento alla regolamentazione pubblica. Le imprese più grandi, inoltre, hanno generalmente meno vincoli finanziari e più risorse strategiche (ricerca e sviluppo e capitale umano) rispetto alle piccole. Le imprese in questione tenderebbero quindi a mostrare tassi di crescita positivi fino al raggiungimento di un livello oltre il quale il tasso di incremento sarebbe nuovamente nullo.

3. Aspetti metodologici

3.1 La stima di regressione locale

La funzione della crescita (equazione 1) è generalmente specificata in forma “globalmente” lineare e quindi stimata attraverso il metodo dei minimi quadrati ordinari (OLS) o dei minimi quadrati generalizzati (GLS)³:

$$\dot{S}_i = \alpha + \beta \ln S_i + \varepsilon_i \quad i = 1, \dots, n \quad (2).$$

L’ipotesi da testare è che il coefficiente β sia significativamente diverso da zero, al fine di confutare la teoria di Gibrat. L’ipotesi di linearità può tuttavia rappresentare un’importante fonte di errata specificazione del modello empirico di crescita dell’impresa: si assume implicitamente che tutte le imprese obbediscono ad una comune specificazione senza riconoscere la possibilità di non-linearità, come ipotizzato invece nel nostro schema teorico rappresentato nella figura 1. Tale ipotesi, in pratica, implica l’omogeneità dei coefficienti α e β stimati.

Al fine di identificare la presenza di non linearità nei *pattern* di crescita delle imprese italiane, nel presente lavoro si adottano tecniche non parametriche. In particolare, si ricorre alla stima di regressione locale lineare⁴. Dato un punto focale $\ln S_0$, si stima, in un suo intorno $|\ln S_i - \ln S_0|$, una funzione lineare con il metodo dei minimi quadrati ponderati. Si ricercano in altri termini i parametri a e b che minimizzano la seguente funzione

$$\sum_{i=1}^N [\dot{S}_i - a - b_1 (\ln S_i - \ln S_0)]^2 K \left(\frac{\ln S_i - \ln S_0}{h} \right) \quad (3)$$

³ Nella letteratura più recente viene anche proposta una specificazione alternativa giustificata dal proposito di evitare le distorsioni generate dal mancato controllo della probabilità di sopravvivenza delle imprese nell’arco temporale analizzato. Si propone in pratica una stima congiunta di un modello probit per la probabilità di sopravvivenza e di un modello lineare per la crescita del tipo indicato nell’equazione (2).

⁴ E’ possibile anche stimare funzioni polinomiali anziché lineari. Lo stimatore locale polinomiale fu sviluppato inizialmente da Cleveland (1979). Per una rassegna sulla letteratura, si veda Fox (2000).

Questa procedura viene ripetuta in corrispondenza di ciascun punto focale $\ln S_0$. I pesi sono definiti da una funzione kernel $K[.]$ che assume valori più elevati in corrispondenza delle osservazioni più vicine al punto focale $\ln S_0$ e valori progressivamente più bassi al crescere di $|(\ln S_i - \ln S_0) / h |$. Il parametro h definisce l'insieme di osservazioni attorno a $\ln S_0$ che contribuiscono alla stima locale. In un caso estremo, corrispondente a $h=0$, solo le osservazioni con valori di $\ln S$ esattamente pari a $\ln S_0$ contribuiscono alla stima. All'estremo opposto, ovvero quando $h=\infty$, la stima non è più locale, ma è una stima di regressione globalmente lineare. La scelta del parametro h (*bandwidth*) è cruciale poiché ad essa è associato un *trade-off* tra precisione e stabilità delle stime: valori bassi di h riducono la distorsione - ovvero la distanza tra $\hat{m}(\cdot)$ e $m(\cdot)$ - ma aumentano la variabilità della stima; valori elevati di h generano una stima meno variabile ma con maggiori possibilità di imprecisione. La *least squares cross validation* è un criterio di ottimizzazione che consiste nello scegliere il valore di h che rende minimo l'errore quadratico medio integrato, che è una misura sintetica della distanza tra $\hat{m}(\cdot)$ e $m(\cdot)$.

La regressione locale lineare presenta proprietà statistiche migliori della semplice regressione kernel. In particolare, la regressione locale lineare riduce il problema delle predizioni distorte agli estremi del dominio di $\ln S$ (*boundary bias*) e, più in generale, in corrispondenza di tutte le regioni del campione in cui le osservazioni non sono simmetricamente distribuite attorno al punto focale $\ln S_0$ (si veda, Fox, 2000).

Una regressione locale non offre un parametro da interpretare, ma una stima della funzione $m(\cdot)$ per ciascun valore di $\ln S$, ovvero $\hat{m}(\ln S)$. L'interpretazione del risultato della regressione non parametrica è pertanto guidata da metodi grafici: riportando i valori della funzione $\hat{m}(\ln S)$ all'interno di uno scatterplot di \hat{S}_i versus $\ln S$ si rivela la natura delle non linearità stimate nella relazione tra crescita e dimensione iniziale.

Obiettivo dell'analisi è anche quello di testare l'ipotesi di discontinuità nella relazione tra crescita e dimensione iniziale in prossimità della soglia indicata dalla legislazione sulla protezione dei lavoratori e sulla promozione dell'attività

sindacale (ovvero quella dei 15 dipendenti). A tal fine è necessario stimare la relazione per sottocampioni (ovvero per $\ln S < x$ e per $\ln S \geq x$), calcolare la differenza tra i valori stimati del tasso di crescita subito sotto e sopra il valore di soglia x e testarne il grado di significatività (si veda Hahn, Todd e Van der Klaauw, 1999).

3.2 La stima di densità condizionata

Il metodo di regressione non parametrica su esposto consente di stimare la media condizionata di \dot{S} in maniera flessibile rispetto al dominio di $\ln S$ e quindi di identificare la presenza di non linearità nel modello di crescita delle imprese. Tuttavia, anche il metodo di regressione locale può risultare alquanto limitato nel suo scopo, in quanto assume implicitamente che la densità condizionata di \dot{S} non vari nel dominio di $\ln S$. Nelle situazioni di densità variabile, la stima di un solo parametro (ad esempio la media) della distribuzione può risultare poco indicativa e persino fuorviante. Nel caso in esame, ad esempio, la forma della distribuzione delle imprese attorno al valore medio di crescita potrebbe variare in misura marcata al variare della dimensione iniziale. In altri termini, attorno al valore medio stimato si possono osservare fenomeni di crescita, contrazione e inattività (inerzia nell'espansione dimensionale) che potrebbero peraltro non essere equamente distribuiti nel dominio di $\ln S$.

In questo lavoro si intende, pertanto, estendere l'analisi della dinamica della dimensione d'impresa all'intera densità condizionata. Il principale obiettivo è quello di verificare se, al di là delle indicazioni derivanti dalla stima della media condizionata dei tassi di crescita, sussista una più forte concentrazione dei fenomeni di contrazione o di inattività in prossimità della soglia dei 15 dipendenti. Un'impresa "dissuasa a crescere" dovrebbe infatti scegliere di vivere permanentemente sotto la soglia dei 15 dipendenti al fine di evitare le conseguenze dell'applicazione dell'art. 18 dello Statuto dei Lavoratori. Questa impresa dovrebbe quindi mostrare una maggiore riluttanza a cambiare il proprio livello occupazionale una volta raggiunti i 15 dipendenti (Cfr. Garibaldi *et al.*, 2003).

Supponiamo di voler stimare la densità di \dot{S} condizionatamente a $\ln S = \ln S_0$. Definiamo $g(\ln S_0, \dot{S}_0)$ la densità congiunta di $(\ln S, \dot{S})$, $h(\ln S_0)$ la densità marginale di $\ln S$ e $f(\dot{S}_0 | \ln S_0) = g(\ln S_0, \dot{S}_0) / h(\ln S_0)$ la densità condizionata di $\dot{S} | (\ln S)$ nel punto $\ln S_0$. Lo stimatore naturale e comunemente utilizzato della densità condizionata è lo stimatore kernel. Hyndman, Bashtannyk e Grunwald (1996) dimostrano, tuttavia, che la media dello stimatore kernel di densità condizionata è esattamente uguale alla funzione di regressione kernel. Date le deboli proprietà statistiche dello stimatore kernel sopra richiamate (ovvero il problema del *boundary bias*), Hyndman, Bashtannyk e Grunwald (1996) hanno proposto uno stimatore alternativo della densità condizionata, la cui media è esattamente pari alla funzione di regressione locale (derivata dall'equazione 3). Nel presente lavoro si ricorre quindi a questo nuovo metodo in modo da presentare stime di regressione e di densità condizionata pienamente coerenti e confrontabili tra loro.

4. I dati e i criteri di selezione

La fonte dei dati è rappresentata dall'archivio statistico delle imprese manifatturiere attive (ASIA) dell'ISTAT. Si usa in particolare un panel chiuso ottenuto con l'abbinamento delle imprese presenti nelle annualità dell'archivio relative al 1996 e al 2000 ed escludendo le imprese senza lavoratori dipendenti. Oltre al numero di lavoratori dipendenti e indipendenti, ASIA fornisce informazione sull'età dell'impresa, il settore di appartenenza, la forma giuridica, la regione in cui si localizza e la qualifica di impresa artigiana o non artigiana.

L'archivio ASIA non fornisce, invece, informazioni sulla tipologia contrattuale dei lavoratori; non è possibile ad esempio distinguere tra lavoratori a tempo determinato e indeterminato, *part time* e *full time*. Ciò potrebbe rappresentare la causa di un errore di valutazione della presenza di effetti soglia, in quanto la legislazione sulla protezione dei lavoratori fa esplicito riferimento ai soli lavoratori a tempo indeterminato (*full time* e *part time* "equivalenti"), contratti di formazione lavoro, contratti a tempo determinato superiori ai nove mesi. I

lavoratori interinali, i lavoratori coordinati e continuativi (COCOCO), i familiari del datore di lavoro e i lavoratori temporanei (sotto i nove mesi) non devono invece essere contati. Ciò significa che le imprese possono superare di qualche unità il numero di dipendenti senza incorrere nelle conseguenze dell'art. 18 dello Statuto dei Lavoratori, perché stanno utilizzando lavoratori coperti da contratti non rilevanti ai fini dell'applicazione dello Statuto. Le strategie per eludere le norme dello Statuto possono però essere anche più sofisticate o persino illecite: ad esempio, tramite la creazione di più entità indipendenti o l'assunzione in nero di parte dei lavoratori. Questi errori di misurazione della soglia non possono essere evitati nell'uso dei dati attualmente disponibili. Nell'analisi empirica si tiene quindi conto di questo errore di sottostima della soglia, considerando la possibilità di soglie osservabili anche fino ai 18 dipendenti.

Una seconda fonte di errore è connessa al fatto che l'archivio ASIA fa riferimento alle imprese e non agli stabilimenti, mentre le soglie dimensionali indicate dalla regolamentazione pubblica si riferiscono agli stabilimenti. In mancanza di informazioni sulle imprese multi impianto rimane qualche dubbio sulla possibilità di inferire i nostri risultati con un margine di errore contenuto. Tuttavia, occorre anche considerare che le imprese di minori dimensioni (ovvero quelle con un numero di dipendenti inferiore a 250), nonché le imprese neonate hanno maggiori probabilità di possedere un unico stabilimento. Per minimizzare il problema, nell'analisi che segue si è quindi preferito limitare il campione alle imprese con meno di 250 addetti.

Un terzo limite connesso alla base di dati utilizzati è rappresentato dal rischio di *sample selection bias*. L'insieme di osservazioni utilizzato comprende solo le imprese sopravvissute (ovvero quelle attive al 2000). Se il tasso di sopravvivenza non è indipendente dalla dimensione iniziale dell'impresa (per esempio, se le piccole imprese hanno maggiori probabilità di uscire dal mercato rispetto a quelle grandi), il test empirico può essere influenzato da un *sample selection bias*. Nella maggior parte dei settori della manifattura industriale, la presenza di elevati *sunk cost* e alti investimenti di capitale determinano la presenza di rilevanti economie di scala. Di conseguenza una bassa o negativa crescita per le piccole imprese può portarle ad una bassa probabilità di sopravvivenza. Ne risulta che le piccole

imprese che sopravvivono nella stessa industria hanno sistematicamente tassi di crescita più elevati delle imprese più grandi, determinando una violazione della legge di Gibrat. Il *bias* delle piccole imprese e il connesso rigetto della legge di Gibrat tendono a scomparire nelle analisi dei settori con minimi *sunk cost* ed in cui l'intensità di capitale e delle economie di scala non giocano un ruolo determinante. In questi settori, le conseguenze di tassi di crescita bassi o anche negativi sono simmetrici tra le grandi e le piccole imprese ed è più probabile che la legge di Gibrat non venga respinta. Per verificare la presenza del *bias* occorrerebbe quindi effettuare un'analisi di *sample selection*, ovvero stimare simultaneamente un'equazione della crescita e un'equazione probit di sopravvivenza. Nel nostro studio, il problema del *sample selection bias* non può essere rimosso, in quanto i dati dell'archivio ASIA a nostra disposizione non forniscono informazioni sulle imprese decedute. Tuttavia, la letteratura empirica, basata su stime di *sample selection*, fornisce evidenza a sostegno dell'ipotesi che l'esclusione delle imprese non sopravvissute non induca a distorsioni rilevanti nell'analisi dell'evoluzione della distribuzione della dimensione d'impresa (Cabral e Mata, 2002 e Lotti *et al.*, 1999).

Ovviamente, la crescita delle imprese può essere condizionata oltre che dalla dimensione iniziale anche da una serie di fattori di cui occorrerebbe tener conto. In particolare, qui si controlla l'effetto dell'età dell'impresa, della qualifica di impresa artigiana e delle specificità settoriali. Le imprese artigiane sono significativamente più piccole e sottoposte a regimi di regolamentazione differenti rispetto alle altre imprese. Alcune analisi preliminari sui dati hanno in effetti portato a considerare le imprese artigiane come appartenenti ad un "regime statistico" differente. Queste imprese sono quindi state escluse dall'analisi. Per quanto riguarda l'età dell'impresa, essa riflette la presenza di vincoli di liquidità: quelle più giovani hanno in genere maggiori difficoltà rispetto alle altre di ottenere le risorse finanziarie necessarie alla propria espansione (Cabral e Mata, 2002). Per escludere questa possibile causa di comportamento difforme, i più recenti studi concentrano l'attenzione sulle imprese neonate (*new-born firms*) e ne analizzano le performance di crescita (*post entry performance of new firms*). Seguendo tale impostazione, sono state considerate solo le imprese nate nel 1996.

In totale, quindi, sono state selezionate 2492 imprese appartenenti al settore della manifattura industriale (Tabella 1).

Tabella 1

L'eterogeneità settoriale all'interno del comparto della manifattura industriale può, inoltre, rappresentare un fattore che condiziona la crescita: i costi di entrata, la struttura del mercato, le capacità tecnologiche richieste, nonché la scala minima efficiente variano in maniera significativa da settore a settore. Le analisi che seguono sono quindi effettuate a livello di due lettere della classificazione ATECO, escludendo quei settori della manifattura industriale con un numero di imprese relativamente esiguo (DF - Fabbricazione di coke, raffinerie di petrolio, trattamento dei combustibili nucleari, DG – Fabbricazione di prodotti chimici e di fibre sintetiche e artificiali, DM – Fabbricazione di mezzi di trasporto) nonché il settore residuale DN (Altre industrie Manifatturiere).

La Tabella 1 riporta anche alcune statistiche elementari sulla dimensione d'impresa nel campione da noi analizzato. La dimensione media delle imprese della manifattura è pari a 11,3 dipendenti al momento della nascita e sale a 16,2 dipendenti dopo 4 anni; in tale arco temporale si riduce inoltre il coefficiente di variazione (rapporto tra deviazione standard e media), segno di una minore dispersione dimensionale. Tale riduzione non rappresenta tuttavia una caratteristica comune a tutti i settori. In alcuni comparti (DB - Industrie tessili e dell'abbigliamento, DD - Industrie del legno e dei prodotti in legno e DK – Fabbricazione di macchine ed apparecchi meccanici, compresi l'installazione, il montaggio, la riparazione e la manutenzione), il coefficiente di variazione rimane infatti invariato.

5. I risultati delle stime di regressione

La Figura 2 mostra i risultati della stima di regressione locale applicata al settore manifatturiero aggregato. Sull'asse orizzontale si riporta la scala logaritmica dei livelli dimensionali nel 1996 (anno di inizio attività); sull'asse verticale è indicata la scala dei tassi di crescita medi annuali relativi al periodo 1996-2000. Oltre alla curva di regressione locale (tratto continuo), il grafico

contiene la curva di regressione lineare globale (linea tratteggiata inclinata negativamente), un asse orizzontale (linea tratteggiata) in corrispondenza del tasso di crescita nullo ($\dot{S}=0$) e un asse verticale (linea tratteggiata) in corrispondenza della soglia dimensionale (x) dei 15 dipendenti (in termini logaritmici: $\ln S \cong 2,71$)⁵; e, infine, un intervallo di confidenza al 95%, definito da $\hat{m}(\ln S) \pm 2\hat{\sigma}[\hat{m}(\ln S)]$, dove $\hat{\sigma}$ è la stima dello *standard error*.

Figura 2

In primo luogo si può osservare che la relazione tra crescita e dimensione iniziale è di tipo non lineare: la retta di regressione lineare (ottenuta applicando il metodo OLS) si trova per ampi tratti fuori dall'intervallo di confidenza del modello di regressione locale. I tassi attesi di crescita appaiono inizialmente più elevati: le nuove imprese nate nel 1996 con una dimensione relativamente piccola tendono a crescere più velocemente delle imprese più grandi. La legge di Gibrat è quindi rigettata almeno entro una certa soglia dimensionale.

Il tasso di crescita tende però verso valori nulli in prossimità della soglia dei 15 dipendenti e, successivamente, verso valori negativi. In realtà, i tassi attesi di crescita nulli appaiono evidenti in corrispondenza di livelli dimensionali superiori alla soglia dei 15 dipendenti, precisamente in prossimità dei 18 dipendenti. Questa evidenza non è però necessariamente in contraddizione con le nostre ipotesi. Come già ampiamente discusso nel paragrafo precedente, infatti, non si possono escludere errori di sottostima nella misurazione della soglia, riferendosi i dati ASIA al totale dipendenti, certamente maggiori rispetto alla base di computo che esclude alcune categorie. In sostanza è probabile che l'effetto di "dissuasione" alla crescita avvenga in corrispondenza di una dimensione maggiore dei 15 dipendenti totali (tra 16 e 18; in termini logaritmici tra 2,77 e 2,89).

Sembrerebbe quindi confermata l'ipotesi che, per sfuggire alle conseguenze della regolamentazione pubblica, le imprese manifatturiere prossime alla soglia siano dissuase a crescere, mentre quelle nate con una dimensione superiore siano indotte a processi di contrazione dimensionale. Come ipotizzato, inoltre, al di sopra di certe dimensioni iniziali, i tassi attesi tornano verso valori positivi,

⁵ I modelli di regressione locale sono sempre specificati come polinomi di grado 1; la funzione *kernel* è di tipo gaussiano con ampiezza h definita secondo il criterio della *least squares cross validation*.

probabilmente perché i benefici della crescita sarebbero superiori ai costi derivanti dall'assoggettamento alla regolamentazione pubblica. Nel tratto all'estrema destra della curva l'intervallo di confidenza della stima diventa eccessivamente ampio a causa dello scarso numero di osservazioni. Si può in definitiva affermare che il nostro schema teorico rappresentato in figura 1 tende a cogliere con un buon grado di approssimazione il sentiero medio di crescita delle imprese manifatturiere italiane.

Come indicato in nota (2), un modo alternativo per rappresentare il fenomeno della crescita è quello di stimare il valore atteso della dimensione finale (ovvero nel 2000) condizionatamente ai valori iniziali (ovvero del 1996). I risultati di questa stima, riportati in Figura 3, rafforzano le conclusioni della nostra analisi e in particolare l'evidenza di una tendenza progressiva verso l'inattività (denotata dall'accostamento della curva alla diagonale) man mano che ci si avvicina alla soglia dei 15 dipendenti e successivamente di contrazioni dimensionali (denotate da un abbassamento della curva sotto la diagonale).

Figura 3

Ciò che differenzia il grafico teorico sul tasso di crescita da quello stimato è ovviamente l'assenza in quest'ultimo di una discontinuità nella relazione tra crescita e dimensione iniziale in prossimità della soglia dei 15 dipendenti. Per verificare l'ipotesi di discontinuità, si è proceduto alla stima per sub-campioni (composti dalle imprese posizionate sopra e sotto la soglia dei 15 dipendenti) del modello di regressione lineare locale. La differenza tra i valori della media condizionata nei due sotto-campioni in corrispondenza della soglia è pari a 3,9%, ma non è statisticamente significativa (lo *standard error* è pari a 3,4%)⁶. Come più volte ricordato, la soglia dei 15 dipendenti potrebbe non essere stimata correttamente, viziando alla base anche il risultato del test di discontinuità. In considerazione di ciò, il test è stato ripetuto considerando altre soglie nell'intorno dei 15 dipendenti, ma i risultati portano sempre a rigettare l'ipotesi di discontinuità (Figura 4 e Tabella 2).

⁶ Lo standard error σ della differenza dei tassi stimati è calcolato nel modo seguente: $\sigma = \sqrt{\sigma_1^2 + \sigma_2^2}$, dove σ_1 e σ_2 indicano gli standard error dei punti stimati per ciascun sotto campione.

Figura 4

Tabella 2

I risultati a livello aggregato sopra discussi trovano parziale conferma a livello dei singoli comparti manifatturieri. La tendenza del tasso di crescita atteso verso valori nulli in prossimità della soglia dei 15 dipendenti e, successivamente, verso valori negativi viene in particolare riscontrata nella maggior parte dei settori tradizionali (come nel caso dei settori DA – Industria alimentare; DB - Industrie tessili e dell’abbigliamento; DC – Industria conciaria; DI – Lavorazione di minerali non metalliferi; DJ – Prodotti in metallo) e nel caso del settore DL – Fabbricazione di macchine elettriche e di apparecchiature elettriche ed ottiche⁷.

6. I risultati delle stime di densità

L’ultima generazione di studi empirici sulla dimensione d’impresa si è orientata all’uso di tecniche basate sulla stima non-parametrica della densità. Lotti e Santarelli (2001) e Cabral e Mata (2002), ad esempio, effettuano stime di densità univariata della dimensione d’impresa, confrontando la forma della densità stimata per l’anno di inizio di attività con quella stimata per i periodi successivi. In generale, l’obiettivo di questi lavori è quello di verificare se la forma della distribuzione stimata della dimensione d’impresa converga nel tempo verso una distribuzione log-normale, sotto l’ipotesi che quest’ultima rappresenti la distribuzione limite. La stima di densità univariata non condizionata non è tuttavia coerente con l’analisi della crescita dimensionale. Ciò che invece occorre indagare è l’evoluzione dell’intera distribuzione condizionatamente ai livelli dimensionali iniziali. L’analisi di densità condizionata può essere applicata sia ai tassi di crescita che ai livelli dimensionali raggiunti alla fine del periodo esaminato. In questa sezione del lavoro, l’analisi della dinamica della distribuzione della dimensione d’impresa e degli effetti della regolamentazione pubblica viene quindi approfondita tramite la stima densità condizionata.

⁷ Per motivi di spazio non si riportano in questa versione del lavoro i risultati a livello settoriale, comunque disponibili per chiunque fosse interessato.

La Figura 5 consente di osservare i cambiamenti nella forma della distribuzione dei tassi di crescita lungo lo spettro dei valori della dimensione all’inizio di attività delle imprese⁸. Le densità condizionate sono state stimate usando l’approccio descritto da Hyndman, Bashtannyk e Grunwald (1996): la funzione della media condizionata ottenuta con tale approccio coincide, come già ricordato, con la funzione di regressione locale, discussa nel paragrafo precedente. Ciascuna banda verticale nel grafico rappresenta la proiezione sul piano di una curva di densità del tasso di crescita in corrispondenza di un punto specifico del dominio di $\ln S$. In ogni banda sono raffigurate le “regioni a più alta densità” (*highest density regions o HDR*) al 25% (regione più scura), al 50% e al 75% (regione più chiara), ovvero le regioni dello spazio campionario che contengono il 25%, il 50% e il 75% della probabilità stimata⁹. Queste regioni consentono di riassumere le caratteristiche di una distribuzione di probabilità. Nel caso di una distribuzione unimodale, le *HDR* coincidono con le usuali regioni di probabilità attorno alla media; nel caso di distribuzioni multimodali, le *HDR* comprendono diverse sub-regioni disgiunte. In tal senso, questo strumento fornisce informazioni utili che sarebbero invece mascherate da altri metodi di raffigurazione sintetica della distribuzione di probabilità, come ad esempio il classico *boxplot* (Cfr. Hyndman, 1996). I punti modali per ciascuna densità condizionata sono mostrati da un punto grosso.

Figura 5

Nel grafico sono tracciati anche due assi: uno verticale, in corrispondenza della soglia dei 15 dipendenti, e uno orizzontale, in corrispondenza di un tasso di crescita nullo. Il grafico mostra la presenza di una bimodalità in corrispondenza di

⁸ Hyndman, Bashtannyk e Grunwald (1996) chiariscono come questo metodo di rappresentazione della densità condizionata sia più corretto del tradizionale *contour plot*, in quanto mette in evidenza l’effetto del condizionamento. Il *contour plot* genera, invece, spesso confusione tra densità condizionata e congiunta. L’uso diffuso del *contour plot* per rappresentare la densità condizionata è dovuto al fatto che in genere tale stima è ottenuta dal rapporto tra la stima di densità congiunta e quella di densità marginale (con tutto ciò che ne consegue, come ad esempio, la scelta di valori di *bandwidth* per le due densità non coerenti tra loro). Il metodo proposto da Hyndman, Bashtannyk e Grunwald (1996) consiste, invece, nella stima in un solo stadio della densità condizionata.

⁹ Formalmente, sia $f(x)$ la funzione di densità di una variabile casuale X . La “regione a più alta densità” $100(1-\alpha)\%$ è il sottoinsieme $R(f_\alpha)$ dello spazio campionario di X tale che $R(f_\alpha) = \{x : f(x) \geq f_\alpha\}$, dove f_α soddisfa la condizione $\Pr(X \in R(f_\alpha)) \geq 1 - \alpha$.

$\ln S=0$ ($S=1$): tra le imprese che nascono con un solo dipendente, alcune tendono a crescere velocemente (a tassi compresi tra il 20 e il 30%), altre invece tendono a rimanere molto piccole. In corrispondenza delle dimensioni minori è possibile inoltre osservare una forte asimmetria nella distribuzione dei tassi di crescita, che segnala la prevalenza di fenomeni di crescita. In genere, la prevalenza di comportamenti di espansione dimensionale appare inversamente correlata con la dimensione iniziale, in coerenza con i risultati delle stime di regressione. In prossimità della soglia dei 15 dipendenti, i comportamenti di crescita e di contrazione tendono in particolare a compensarsi (la distribuzione diventa più simmetrica). Al di là di certe dimensioni iniziali tornano infine a prevalere i comportamenti di crescita.

La Figura 6 riporta i risultati delle stime di densità condizionata relative ai livelli dimensionali osservati alla fine del periodo esaminato (il 2000), condizionate ai livelli di inizio attività dell'impresa (ovvero del 1996). Nel grafico sono tracciati anche due assi - uno verticale e uno orizzontale - in corrispondenza della soglia dei 15 dipendenti, nonché la diagonale principale (linea tratteggiata). Si conferma chiaramente la presenza di bimodalità in corrispondenza delle dimensioni minime. Le imprese con una dimensione iniziale vicina alla soglia dei 15 dipendenti hanno inoltre una probabilità di inerzia (riluttanza a crescere) e di contrazione superiore alle imprese con una dimensione inferiore e superiore.

Figura 6

7. Conclusioni

In questo lavoro abbiamo analizzato la dinamica della dimensione di impresa nell'industria manifatturiera italiana, con l'intento di indagare sull'esistenza di non linearità e/o discontinuità nel processo di crescita che caratterizza le unità produttive del nostro paese. L'attenzione è stata concentrata sulla soglia dei 15 dipendenti, in corrispondenza della quale si verifica un cambiamento di regime nella regolamentazione del mercato del lavoro che comporta una rilevante differenza nel tipo di relazioni industriali all'interno dei luoghi di lavoro (presenza del sindacato) e un innalzamento dei *firing costs* per l'azienda (regime più

vincolistico sui licenziamenti individuali). La verifica è stata condotta utilizzando un panel chiuso di dati estratti dall'archivio ASIA, riguardanti aziende nate nel 1996 e attive nel 2000, e adottando diversi approcci metodologici di natura non parametrica.

Nel primo approccio si è stimata un'equazione della crescita della dimensione di impresa in funzione delle condizioni iniziali, impiegando il metodo non parametrico della regressione locale. Tale metodo consente di portare alla luce eventuali non linearità nella dinamica dimensionale delle imprese senza imporre a priori alcuna forma funzionale alla relazione tra crescita e dimensione nell'anno iniziale. Dalle stime emerge in modo molto chiaro la non linearità nel processo di crescita delle imprese sia a livello aggregato (manifattura), sia per gran parte dei settori analizzati; un comportamento che le stime parametriche, basate ad esempio sui minimi quadrati ordinari, non possono mettere in luce. Il metodo della regressione locale mostra in particolare che le imprese con una dimensione iniziale inferiore tendono a crescere più velocemente delle altre, con una conseguente violazione della legge di Gibrat. Il tasso di crescita medio stimato tende poi a diminuire all'aumentare della dimensione iniziale fino ad annullarsi o persino a diventare negativo in prossimità della soglia dei 15 dipendenti. I fenomeni di contrazione continuano ad osservarsi per un tratto della curva fino a soglie dimensionali medio grandi. Dopodiché si osserva di nuovo crescita positiva. Tale peculiare evoluzione appare in linea con quella che ci si potrebbe attendere supponendo che la regolazione del mercato del lavoro produca fenomeni di scoraggiamento all'espansione dimensionale nell'intorno dei 15 dipendenti. Tale effetto sembra realizzarsi non in modo discreto ma con gradualità. Alcuni test statistici conducono infatti a rigettare l'ipotesi di vere e proprie discontinuità nella relazione tra crescita e dimensione iniziale in prossimità della soglia.

L'approccio della regressione locale, sebbene più flessibile dei metodi parametrici, può, però, rivelarsi alquanto limitato nel suo scopo, in quanto, fornendo indicazioni solo su un parametro (il valore atteso della crescita, condizionato alla dimensione iniziale), non permette di considerare l'intera dinamica della distribuzione delle imprese, che può presentare una rilevante dispersione intorno alla media.

Per ovviare a questa difficoltà, si è adottata una seconda metodologia consistente nell'applicazione di stime di densità condizionata per esaminare la dinamica dell'intera distribuzione della crescita della dimensione di impresa. Da queste stime emerge in effetti una significativa variabilità della dinamica dimensionale intorno ai valori centrali, con il coesistere di fenomeni di espansione e contrazione dimensionale. Tuttavia, anche questo tipo di analisi mostra un'interessante mutamento di comportamento all'approssimarsi della soglia dei 15 dipendenti. Mentre, infatti, per le dimensioni iniziali più piccole, i processi di aumento prevalgono su quelli di diminuzione, tale caratteristica tende a scemare all'avvicinarsi dei 15 dipendenti. Le imprese vicine a questa soglia hanno infatti una probabilità di inattività (riluttanza a crescere) e di contrazione superiore a quella di imprese con una dimensione inferiore e superiore.

Bibliografia

Cabral, L.M. e Mata, J. (2002), *On the Evolution of the Firm Size Distribution: Facts and Theory*, mimeo, New York University, CEPR e Universidade Nova de Lisboa.

Cleveland, W.S., “Robust Locally-Weighted Regression and Scatterplot Smoothing”, *Journal of the American Statistical Association*, n.74, 1979.

de Nardis, S., Mancini, M. e Pappalardo, C. (2003), *Regolazione del mercato del lavoro e crescita dimensionale dell'impresa: una verifica sull'effetto soglia dei 15 dipendenti*, mimeo ISAE.

Fox, J. (2000), *Nonparametric Simple Regression: Smoothing Scatterplots*, Sage University Press, Thousand Oaks, London, New Delhi.

Garibaldi, P., Pacelli, L e Borgarello, A., (2002), *Employment Protection Legislation and the Size of Firms*, mimeo

Geroski, P. (1995), “What Do We Know About Entry?”, *International Journal of Industrial Organisation*, 13, 4, pp.421-440.

Gibrat, R. (1931), *Les Inegalites Economiques*, Paris, Librairie du Recueil Sirey.

Hahn, J., Todd, P. e Van der Klaaw, W. (1999), *Evaluating the Effect of an Antidiscrimination Law Using a Regression-Discontinuity Design*, NBER Working Paper n. 7131.

Hyndman, R.J. (1996), “Computing and Graphing Highest Density Regions”, *The American Statistician*, 50, 2, 120-126.

Hyndman, R.J., Bashtannyk, D.M. e Grunwald, G.K. (1996) “Estimating and visualizing conditional densities”, *Journal of Computational and Graphical Statistics*, 5, 315-336.

Lotti, F. e Santarelli, E. (2001), *Industry Dynamics and the Distribution of Firm Sizes: a Non-Parametric Approach*, LEM Working Paper no.14, Sant'Anna School of Advanced Studies.

Lotti F., Santarelli, E. e Vivarelli, M. (1999), *Does Gibrat's Law Hold in the Case of Young, Small Firms*, Università di Bologna, Dipartimento di economia, Working Paper no. 361.

Principe, G. (2003), *Soglie dimensionali e regolazione del rapporto di lavoro in Italia*, mimeo ISAE.

Tabella 1 – Dimensione d’impresa nell’industria manifatturiera: media e coefficiente di variazione. Anni 1996 (inizio attività) e 2000 (solo imprese sopravvissute).

Settore	Numero	2000		1996	
		Media	CV	Media	CV
D- Attività manifatturiere	2492	16.2	2.8	11.3	4.1
DA- Ind. alimentari, delle bevande e del tabacco	186	9.2	1.2	8.4	1.5
DB- Ind. tessili e dell’abbigliamento	337	15.8	2.3	11.3	2.3
DC- Ind. conciarie e fabbr. di prodotti in cuoio pelle e similari	137	19.2	1.9	11.8	2.0
DD- Ind. del legno e dei prodotti in legno	82	9.6	1.0	6.0	0.9
DE- Fabbr. della pasta-carta, della carta e dei prodotti di carta ; stampa ed editoria	157	10.9	1.7	7.6	2.0
DH- Fabbr. di articoli in gomma e materie plastiche	122	18.4	2.9	14.1	4.4
DI- Fabbr. di prod. della lavoraz. di minerali non metalliferi	122	12.8	1.6	8.5	1.7
DJ- Produz. di metallo e fabbr. di prod. in metallo	481	16.2	2.7	10.7	4.0
DK- Fabbr. di macchine ed apparecchi meccanici, compresi l’installaz., il montaggio, la riparaz. e la manutenz.	329	18.2	2.3	10.8	2.3
DL- Fabbr. di macchine elettriche e di apparecchiature elettriche ed ottiche	235	16.2	2.2	10.7	3.0

Fonte: Elaborazioni su dati ISTAT (Archivio ASIA)

Tabella 2 – Stima degli effetti soglia sul tasso di crescita delle imprese della manifattura industriale.

Settore	Soglie				
	13	14	15	16	17
D- Attività manifatturiere	0.005 (0.035)	0.021 (0.034)	0.039 (0.034)	-0.014 (0.036)	-0.032 (0.037)
DA- Ind. alimentari, delle bevande e del tabacco	0.136 (0.103)	0.014 (0.111)	-0.006 (0.120)	-0.059 (0.098)	-0.088 (0.101)
DB- Ind. tessili e dell'abbigliamento	0.117 (0.109)	0.085 (0.118)	0.060 (0.096)	-0.041 (0.096)	-0.098 (0.108)
DC- Ind. conciari e fabbr. di prodotti in cuoio pelle e simili	-0.009 (0.132)	0.008 (0.133)	-0.032 (0.133)	0.002 (0.134)	-0.088 (0.133)
DL- Fabbr. di macchine elettriche e di apparecchiature elettriche ed ottiche	0.027 (0.110)	0.060 (0.118)	0.091 (0.126)	0.124 (0.132)	0.089 (0.130)

Fonte: Elaborazioni su dati ISTAT (Archivio ASIA)

Figura 1: Crescita delle imprese ed effetti soglia: uno schema interpretativo

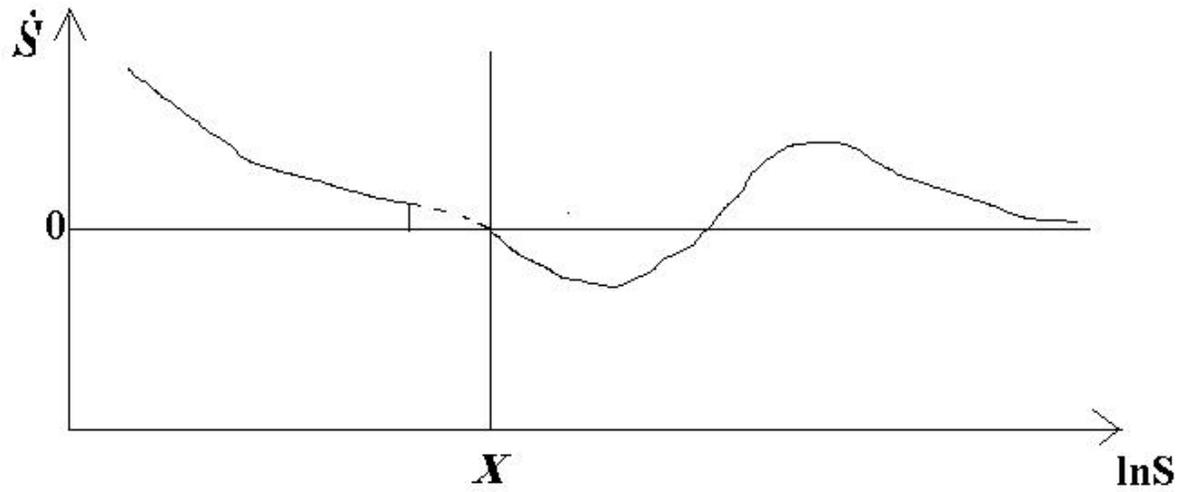
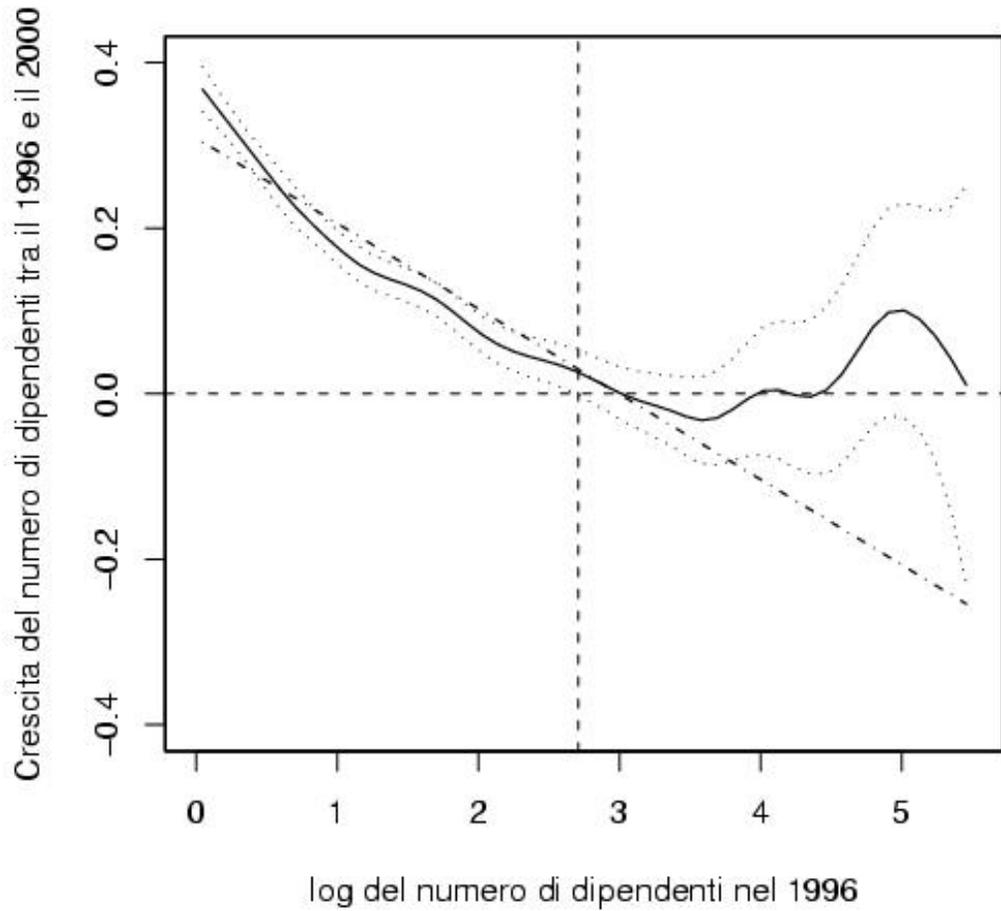


Figura 2 - Crescita delle imprese: i risultati delle stime di regressione locale

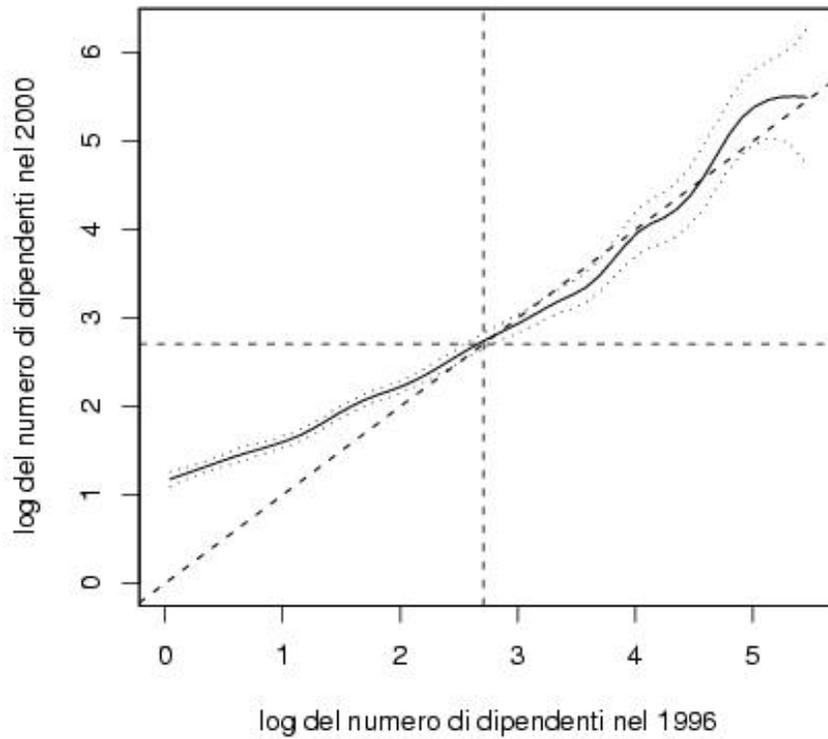
Settore D: Attività manifatturiera



Fonte: Elaborazioni su dati ISTAT (Archivio ASIA)

Figura 3 – Stima della media condizionata della dimensione finale

Settore D: Attività manifatturiera



Fonte: Elaborazioni su dati ISTAT (Archivio ASIA)

Figura 4 – Test di discontinuità nella crescita delle imprese

Settore D: Attività manifatturiera

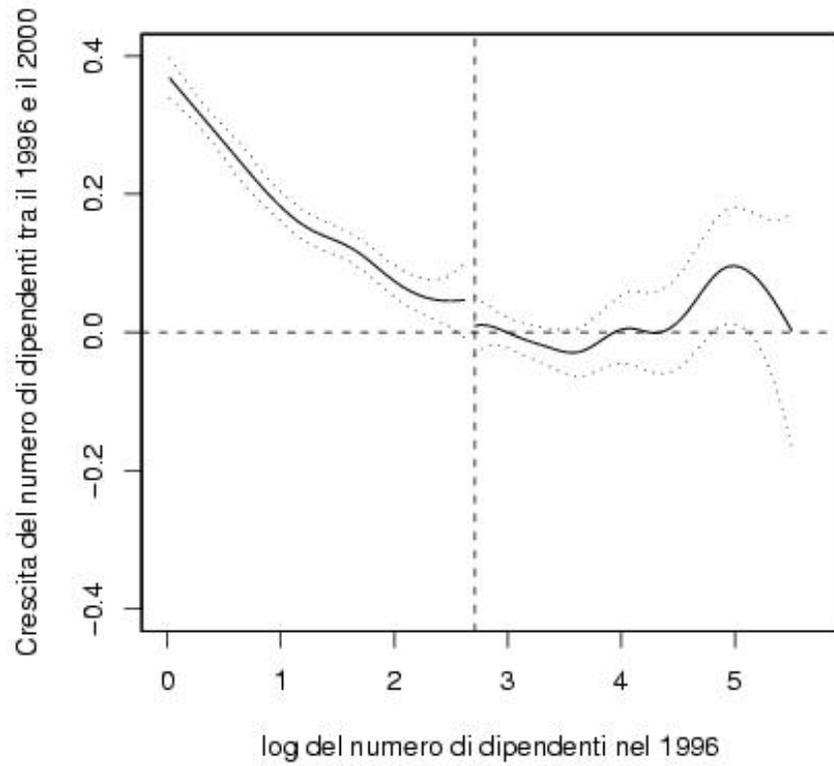
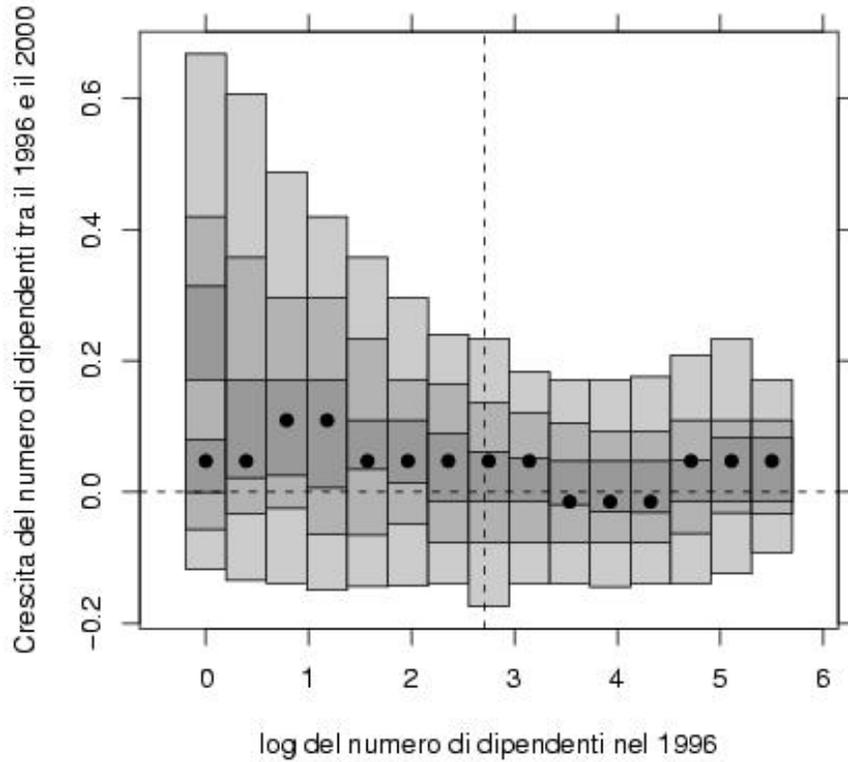


Figura 5 –Stima di densità condizionata della funzione di crescita delle imprese

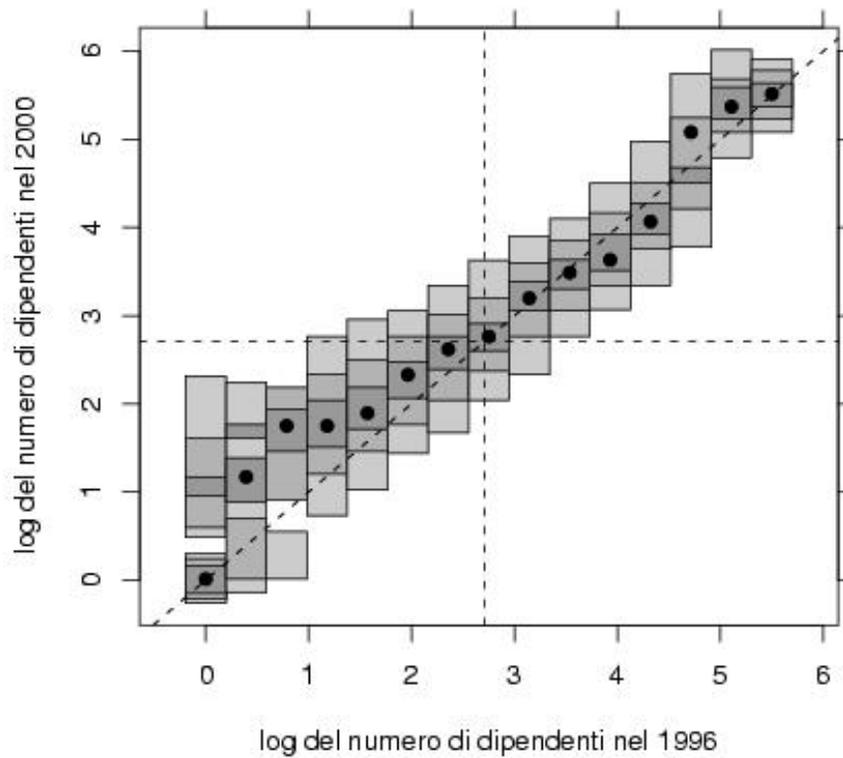
Settore D: Attività manifatturiera



Fonte: Elaborazioni su dati ISTAT (Archivio ASIA)

Figura 6 –Stima di densità condizionata della dimensione finale

Settore D: Attività manifatturiera



Fonte: Elaborazioni su dati ISTAT (Archivio ASIA)