

XIX Convegno Nazionale di Economia del Lavoro

Facoltà di Economia Marco Biagi - Università di Modena e Reggio Emilia,
Modena, 23 e 24 Settembre 2004

Regolazione del Mercato del Lavoro e Crescita Dimensionale delle Imprese

Sergio de Nardis Massimo Mancini Carmine Pappalardo[§]

Settembre 2004

[§] ISAE, Istituto di Studi e Analisi Economica, Piazza dell'Indipendenza, 4 00185 Roma. Indirizzo per corrispondenza:
m.mancini@isae.it

Abstract

L'obiettivo del lavoro è stimare l'impatto della normativa inerente la tutela dei licenziamenti individuali sulla crescita dimensionale delle imprese manifatturiere italiane. In particolare, si vuole evidenziare l'impatto delle regole sulla tutela individuale del posto di lavoro (art. 18 dello Statuto dei Lavoratori), che differiscono, come noto, in base alla dimensione aziendale (soglia dei 15 dipendenti). L'argomento è stato variamente discusso nella letteratura più recente (tra gli altri, Garibaldi et al., 2003; Schivardi e Torrini, 2003). In questo lavoro, si verifica l'effetto della normativa sui tassi di crescita delle unità produttive in prossimità della soglia. La base di dati è rappresentata da un campione di imprese tratto da un'indagine ad hoc condotta dall'ISAE, relativa all'industria in senso stretto e al periodo temporale 1999-2002. L'approccio seguito fa riferimento alla metodologia nota come Regression Discontinuity Design, (Campbell, 1969; Trochim, 1984; Hahn J., Todd P. e W. Van der Klaauw, 1999). L'analisi è articolata in due esercizi di stima. Nel primo (*sharp* RDD), si assume che le unità produttive siano assegnate al sottoinsieme superiore (inferiore) alla soglia prevista dalla normativa a seconda che, nell'anno base, il numero complessivo di addetti a tempo indeterminato sia maggiore o minore di 15 (regola deterministica, contesto di rigida applicazione della norma). Nel secondo, si introduce l'ipotesi che il meccanismo di selezione sia in parte stocastico, in quanto influenzato da fattori non osservabili, in larga parte endogeni all'unità produttiva. I due esercizi empirici consentono di pervenire alla stima di cosiddetti "effetti di scoraggiamento alla crescita", imputabili alla normativa, lievemente significativi. L'evidenza proposta induce a stimare un impatto negativo sulla crescita dimensionale delle imprese prossime alla soglia pari a circa il 2% per cento.

Parole chiave: PMI, Endogeneità, Regression Discontinuity Design, Metodi di valutazione.

JEL: L25, L50

1. Introduzione

In questa ricerca si intende pervenire ad una stima dell'impatto della regolamentazione pubblica del mercato italiano del lavoro sulla crescita dimensionale delle imprese. Diversi motivi rendono una simile verifica non agevole e soggetta a notevoli margini di incertezza. Le difficoltà derivano in primo luogo dal fatto che la regolazione del rapporto di lavoro subordinato si concretizza in un complesso e variegato sistema di norme, di fonte legislativa e contrattuale, che introducono molteplici soglie dimensionali – talvolta differenziate per settori – nel graduare l'intensità dei vincoli cui sono sottoposte le aziende nella gestione delle relazioni con i dipendenti¹. A ciò si aggiunga che l'incidenza delle regole si intreccia con tutti gli altri fattori di condizionamento (oggettivi e soggettivi, legati cioè anche alle caratteristiche personali dell'imprenditore), talché è arduo isolare in modo univoco effetti soglia indotti dalla normativa sul lavoro, distinguendoli dalle altre influenze con cui esse interagiscono (c.d. *confounding factors*). Infine, un importante ostacolo è costituito dall'imperfezione, rispetto alle esigenze dell'analisi, delle basi dati esistenti (fondamentalmente, ISTAT e INPS) che non consentono di identificare esattamente la tipologia di lavoratori rilevanti per i criteri di computo nella definizione delle soglie discriminanti della normativa del lavoro².

La difficoltà di una simile indagine è testimoniata dalle indicazioni non univoche della letteratura empirica sull'argomento. L'attenzione si è concentrata su un eventuale effetto di scoraggiamento alla crescita dimensionale esercitato dalla soglia dei 15 dipendenti, superata la quale si ha un innalzamento dei costi di licenziamento – con il passaggio dalla cosiddetta tutela obbligatoria (risarcimento) alla tutela reale (obbligo di riassunzione) del lavoratore ingiustamente licenziato (articolo 18 dello Statuto dei lavoratori) – e, più in generale, un mutamento delle relazioni industriali nei luoghi di lavoro (rappresentanze aziendali, permessi sindacali, diritto di assemblea,

¹ Per una rassegna si rimanda a Baffi e Baffi (1999). Un aggiornamento della normativa legislativa, con una estensione alle disposizioni derivanti dalla contrattazione collettiva, è contenuto in Principe (2003). Quest'ultimo lavoro, esaminando la regolazione pubblica nei vari campi in cui si articola la disciplina del mercato del lavoro (instaurazione ed estinzione del rapporto di lavoro, relazioni sindacali, lavori atipici, orari, sicurezza, formazione) evidenzia un quadro normativo piuttosto complesso in cui ricorre una grande varietà di soglie dimensionali a seconda delle materie, delle fonti normative (leggi e contratti), dei settori di attività e ambito associativo di appartenenza.

² Le informazioni ISTAT e INPS si riferiscono ai dipendenti dell'impresa, mentre le norme si applicano ai dipendenti degli stabilimenti. Inoltre, al computo nella definizione delle soglie generalmente concorre un'aggregazione di addetti (occupati a tempo indeterminato, lavoratori con contratto di formazione lavoro, addetti part time limitatamente all'orario prestato) non identificabile nei dati disponibili.

ecc.)³. Alcune analisi, prevalentemente descrittive, condotte sulla distribuzione dimensionale delle imprese hanno teso ad evidenziare l'assenza di importanti discontinuità in corrispondenza del limite dei 15 dipendenti (cfr. i lavori di Anastasia, 1999 e Tattara, 1999 e ISTAT, 2002), per cui la normativa del lavoro non sembrerebbe rivestire un ruolo determinante nel favorire il “nanismo” delle aziende italiane. Un'influenza di tale effetto è stata riscontrata (limitatamente al periodo fino al 1998) in Sica (2003). Altre evidenze, imperniata su un modello di comportamento delle imprese in presenza di effetti soglia indotti dalla legislazione di protezione del lavoro, identificano invece un'influenza significativa, sebbene quantitativamente poco rilevante, nel disincentivare l'espansione dimensionale delle aziende rappresentata da una “dissuasione” a espandersi proprio in prossimità dei 15 addetti (cfr. Garibaldi *et al.*, 2003). Tale lavoro, con analoghi risultati, è stato recentemente esteso da Schivardi e Torrini (2003) con l'obiettivo di valutare l'impatto di lungo periodo. Infine, un'analisi della distribuzione delle imprese italiane, basata su un approccio non parametrico, rileva come intorno ai quindici addetti “prevalgano comportamenti di inerzia e di contrazione” (cfr. Basile e de Nardis, 2004).

Nel presente lavoro si intende fornire nuova evidenza empirica su entità e significatività degli effetti determinati dalla normativa inerente alla tutela dei licenziamenti individuali sulla crescita dimensionale media delle imprese italiane.

L'approccio seguito si differenzia dai precedenti, basati soprattutto su analisi della distribuzione delle imprese e stime della probabilità di transizione tra classi dimensionali e consiste nell'applicazione di un metodo di valutazione noto in letteratura come *Regression Discontinuity Design* (Campbell, 1969). Tale metodologia è applicabile nei casi in cui la selezione delle unità rispetto al trattamento dipende dal valore assunto da una variabile pre-trattamento (variabile di selezione) continua e osservabile rispetto ad un valore soglia predeterminato. L'analisi è condotta attraverso due esercizi di stima. Nel primo l'analisi di impatto della regolazione sulle dinamiche di crescita dimensionale assume un meccanismo di allocazione rispetto alla soglia dei 15 addetti interamente deterministico (*Sharp RDD*) nel quale il processo di posizionamento dell'impresa rispetto a tale soglia è il risultato della rigida applicazione della norma. Nel secondo esercizio si considera anche l'esistenza di fattori non osservati che si riflettono in un meccanismo di selezione dipendente dalla soglia in maniera stocastica. In entrambi gli esercizi, l'effetto della normativa è valutato con riferimento al tasso di crescita medio annuo osservato sul periodo 1999-2002. In

³ Tra le molteplici soglie evidenziate da Principe (2003), quella dei 15 addetti emerge come la più rilevante per il salto qualitativo che comporta nell'organizzazione e nella struttura dei costi dell'azienda, a seguito del passaggio, nell'impianto generale dello Statuto dei Lavoratori (legge n. 300/70), dalla garanzia delle libertà sindacali alla promozione dell'attività sindacale, con la possibilità di stipulare accordi a livello aziendale e l'assoggettamento dell'impresa al regime più vincolistico nei licenziamenti individuali senza giusta causa o giustificato motivo. Inoltre, la stessa soglia si ritrova in altri ambiti, di legge e di contratto, come l'inserimento lavorativo dei disabili e la tutela della salute e della sicurezza.

presenza di vincoli imposti dal sistema di regolazione del mercato del lavoro, l'analisi empirica dovrebbe evidenziare una differenza significativa della crescita media delle imprese, dopo aver controllato per le altre possibili influenze potenzialmente in grado di incidere sulle dinamiche aziendali. Nella presente analisi si sono utilizzate una varietà di informazioni a livello di impresa - relative alle caratteristiche personali dell'imprenditore (età, titolo di studio, data di inizio dell'attività imprenditoriale), alle modalità di nascita dell'impresa (trasferimento in eredità, *spin-off*, ecc.), all'età, al grado di complessità organizzativa (*staff-ratio*) - non facilmente reperibili nelle statistiche ufficiali. Si è quindi ricorso a un'indagine *ad hoc* condotta nel mese di gennaio 2003, sul campione ISAE delle imprese manifatturiere ed estrattive, che ha consentito di raccogliere indicazioni su una serie di variabili utilizzate al fine di controllare il comportamento di impresa per quanto riguarda le decisioni di crescita dimensionale. Tale inchiesta include domande retrospettive al 1999.

Il lavoro è organizzato come segue: la sezione 2 presenta una rassegna dei principali fattori di condizionamento della crescita dimensionale delle imprese. Si descrivono inoltre, la modalità di rilevazione dei dati e la struttura del campione. La sezione 3 presenta la metodologia utilizzata, nella 4 si espongono i risultati dell'analisi. Il paragrafo 5 chiude il lavoro.

2. Riferimenti teorici per l'analisi empirica e descrizione dell'indagine ISAE

La costruzione della base di dati per condurre l'analisi empirica è stata effettuata attraverso un'indagine *ad hoc* sul campione ISAE prendendo come riferimento le indicazioni della letteratura teorica circa le determinanti dei processi di crescita delle imprese.

L'effetto della normativa sulla protezione all'impiego interagisce, infatti, con altri fattori sottostanti all'espansione dimensionale delle imprese. Nell'ambito degli studi sull'argomento, possono individuarsi, in letteratura teorica ed empirica, sostanzialmente due filoni (Traù, 1999). Secondo il primo non esisterebbero fattori specifici in grado di condizionare in modo permanente la dimensione d'impresa e la dinamica di crescita rappresentabile con un meccanismo stocastico del tipo *random walk*. Tale visione appare coerente con la nota legge di *Gibrat*, che stabilisce l'indipendenza tra dinamica di crescita e dimensione iniziale dell'impresa⁴.

Secondo l'altro filone la dimensione d'impresa è condizionata da una serie di fattori, tra i quali trova posto anche la regolamentazione del mercato del lavoro. Una recente impostazione (Kumar, Rajan, Zingales, 2002) classifica i suddetti elementi in tre gruppi: organizzativi, tecnologici e istituzionali secondo il riferimento, rispettivamente, alle modalità organizzative e di controllo dell'impresa, alla funzione di produzione, all'ambiente istituzionale e normativo nel quale si opera.

⁴ Una recente rassegna della letteratura empirica sull'argomento è contenuta in Lotti, Santarelli e Vivarelli (2003).

Tra i primi, vanno annoverati le modalità alternative alla crescita dimensionale della singola unità produttiva, quali la formazione di un gruppo e la localizzazione in un distretto industriale (Carone e Iacobucci, 1999). Un gruppo di imprese è, infatti, il risultato di un processo organizzativo, nel quale può risultare efficiente la distribuzione del lavoro tra più unità.

Un distretto industriale è il risultato dell'elevata specializzazione (orizzontale e/o verticale) e dell'assenza di barriere all'entrata: la crescita dimensionale è, in qualche modo, equivalente ad un aumento del numero di imprese all'interno del distretto. A parità di altre condizioni, ci si attende una correlazione negativa tra dimensione d'impresa e queste configurazioni organizzative.

La struttura proprietaria e la relazione tra proprietà e controllo possono incidere sulle modalità della crescita dell'unità produttiva. L'azienda familiare (caratterizzata per accentramento in un'unica mano della proprietà e del controllo) ha un vantaggio competitivo costituito dalla risoluzione del conflitto di obiettivi esistente tra manager e proprietario⁵. In tale tipo di impresa il patrimonio familiare può non essere sufficiente a finanziare la crescita e la ricerca di capitale proprio (attraverso l'esistenza di nuovi finanziatori) e/o di credito (che spinge l'imprenditore a correre maggiori rischi), per cui si ricreano quei comportamenti inefficienti che annullano il vantaggio competitivo dell'impresa familiare.

Un ulteriore potenziale freno all'espansione dell'impresa è la necessità di maggiori risorse manageriali che costituiscono la necessaria implicazione della crescita dimensionale (Traù, 1999). Si è osservato che la quota di risorse destinate ad attività amministrative, espressa in termini sia di impiegati, sia di dirigenti (c.d. *staff ratio*), è effettivamente correlata con la dimensione e che esistono discontinuità spiegabili come soglie, oltre le quali il fabbisogno di risorse organizzative cresce esponenzialmente.

L'età dell'impresa è una variabile particolarmente importante, normalmente associata alla capacità finanziaria. Generalmente la relazione tra età e dimensione è negativa (cfr. Evans, 1987).

L'espansione dimensionale, soprattutto per le imprese "manageriali", comporta un ambiente di complessità crescente, per fronteggiare il quale l'abilità e il capitale umano dell'imprenditore sono rilevanti. Si può pertanto ipotizzare una relazione positiva tra dimensione e abilità imprenditoriale. Occorre inoltre tenere conto delle determinanti della scelta individuale di divenire imprenditore (rispetto alla preferenza verso il lavoro dipendente) che può influire sulla qualità dell'offerta imprenditoriale⁶.

⁵ Si veda Burkart, M. Panunzi F. e A. Shleifer, (2002) "Family Firms", CEPR Discussion Paper N. 323.

⁶ Ad esempio, diverso è il caso c.d. di *prosperity pull* (nel quale la scelta imprenditoriale è effettuata in condizioni di alta crescita e bassa disoccupazione), rispetto al caso, opposto, di *unemployment push* (de Wit, 1993). Si tratta di due scenari alternativi, i quali probabilmente configurano una diversa tipologia di "classe" imprenditoriale.

Tra i fattori istituzionali diversi dalla legislazione sul mercato del lavoro, si evidenzia la relazione tra la crescita delle imprese e la possibilità di accesso al capitale di credito, il che coinvolge direttamente il tema dell'efficienza dei mercati finanziari (Scanagatta, 1999)⁷.

2.1 I dati

Allacciandoci a questi riferimenti teorici, l'analisi sul comportamento dimensionale delle aziende è stata condotta sui microdati dell'inchiesta *ad hoc* realizzata dall'ISAE presso le imprese industriali. L'indagine è stata condotta nel mese di gennaio 2003, aggiungendo al consueto questionario dell'inchiesta mensile delle domande rivolte alle sole imprese con un numero complessivo di addetti inferiore alle 50 unità (oltre 2.500 unità produttive). L'indagine rileva informazioni quantitative e qualitative con riferimento al periodo compreso tra il 1999 e il 2002. Tale base di dati è stata poi integrata con informazioni esterne alle inchieste, relative a variabili cicliche e di contesto.

L'informazione di maggiore importanza ai fini dell'analisi concerne la rilevazione del numero di addetti dipendenti a tempo indeterminato. Tale informazione è stata rilevata al netto di ogni altra posizione lavorativa relativa a contratti a termine, lavori interinali, *stage*, tirocini, collaborazioni coordinate e continuative e altre forme contrattuali flessibili. Un'analogia informazione relativa al 1999 è stata ottenuta sulla base di una domanda retrospettiva.

Di particolare interesse, in quanto corrispondente a un'indicazione citata in letteratura e non facilmente rintracciabile nelle statistiche, è l'informazione relativa alla composizione percentuale del lavoro dipendente nelle imprese oggetto di analisi, distinguendo tra dirigenti, quadri/impiegati e operai. Sono stati, in particolare, raccolti giudizi qualitativi circa la dinamica di tali quote percentuali lungo l'intervallo temporale di riferimento. Le imprese hanno anche risposto a domande relative alla loro nascita (anno e modalità di costituzione), alla forma giuridica iniziale e alle sue variazioni intervenute negli ultimi 3/4 anni, all'appartenenza a gruppi di imprese, a eventuali acquisizioni di altre unità produttive. Infine, sono stati rilevati alcuni dati riguardanti le caratteristiche personali dell'imprenditore, l'età, anni di lavoro e titolo di studio più elevato conseguito.

Come si può osservare dall'esame della tabella 1, le 2.572 imprese rilevate nell'inchiesta presentavano, nel 2002, una media di 19,3 addetti. Considerando i soli dipendenti a tempo indeterminato, il numero medio si riduce a 17,2. La differenza tra le due variabili fornisce una *proxy* del cosiddetto lavoro flessibile; è interessante osservare come tale quota presenti valori più elevati in corrispondenza delle classi dimensionali comprese tra quattordici e diciotto addetti (sempre nel

⁷ A questo si aggiunge anche la credibilità e la funzionalità del sistema giudiziario, e il livello di corruzione di un paese. In un'interessante analisi empirica, rivolta a individuare l'influenza di questo tipo di fattori basata su cinquantaquattro paesi (Beck *et al.*, 2002), si è riscontrato che i mercati finanziari, la corruzione e le caratteristiche del sistema legale incidono in modo particolarmente rilevante sulle imprese di piccola dimensione.

2002) e sopra i quarantacinque addetti complessivi. La composizione per qualifica indica una percentuale media del 3,5% di dirigenti, del 19% di impiegati e del 77,5% di operai. Il numero di transizioni da un regime all'altro (sopra e sotto i 15 dipendenti), osservate nel periodo di riferimento, è relativamente piccolo. In particolare, circa il 4,5% del complesso delle unità produttive al di sotto della soglia nel 1999 ha mostrato incrementi tali da superare il limite dei 15 addetti nell'anno finale, mentre soltanto il 3,5% delle unità produttive con più di 15 occupati nel 1999 ha mostrato una diminuzione al di sotto della soglia nel 2002.

Il ricorso a forme contrattuali di tipo "flessibile" è prevalentemente diffuso presso le imprese di piccolissime dimensioni (fino a 9 addetti) e in quelle cosiddette "grandi" (con più di 250 addetti). In questo lavoro si considerano le dimensioni di impresa al netto di tale eventuale componente flessibile. Tale scelta metodologica si deve al fatto che i dati disponibili non consentono di distinguere tra le varie forme di lavoro flessibile diversamente computate secondo il tipo di contratto. L'evidenza desunta sia dai dati campionari sia di fonti statistiche esterne non sembra avere messo in luce particolari discontinuità, intorno alla soglia dei 15 addetti, del ricorso a forme contrattuali di tipo "flessibile".

3. Metodologia per l'analisi empirica

In questa sezione si illustrano l'approccio empirico e la metodologia utilizzati in questo lavoro. L'obiettivo, come si è detto, è isolare, tra i fattori (*confounding factors*) concorrenti a determinare la dimensione d'impresa, quello determinato dalla legislazione a tutela dei licenziamenti.

L'ipotesi da sottoporre a verifica è che, in corrispondenza della soglia dei quindici dipendenti, esista, a parità di altre condizioni, una discontinuità nei tassi di crescita corrispondente ad una diversa dinamica delle imprese sopra e sotto tale soglia. L'approccio seguito è riconducibile alle tecniche di valutazione di politiche pubbliche: l'impatto netto della normativa è determinato attraverso la comparazione tra le imprese sottoposte all'obbligo di reintegrazione e quelle che possono optare per un risarcimento.

Il ricorso a tecniche di *matching* è non è teoricamente corretto, dal momento che i due gruppi di imprese, sopra e sotto la soglia dei quindici, non sono omogenei, quanto meno rispetto alla variabile di selezione (la dimensione aziendale osservata nel 1999). In questo caso non esiste un gruppo di controllo propriamente detto⁸. Nel caso in esame, inoltre, la stima di effetti di impatto è distorta per via dell'assenza di indipendenza stocastica tra variabile obiettivo (tasso di crescita medio annuo) e il meccanismo di selezione sopra o sotto la soglia dimensionale.

⁸ Tecnicamente, tale circostanza fa venire meno la cosiddetta *region of common support* (Heckman *et al.*, 1997).

L'esperimento richiederebbe, per essere metodologicamente corretto, che si analizzasse il comportamento delle stesse imprese (o di imprese comunque omogenee sotto ogni profilo) in presenza e assenza della legge relativa ai 15 dipendenti. Teoricamente, nel caso di campionamento casuale (*random assignment*), vale la relazione

$$(\Delta n^T, \Delta n^{NT}) \perp I$$

dove Δn^T indica il tasso di crescita medio delle unità produttive fino a 15 addetti, Δn^{NT} quello relativo alle unità di dimensione superiore a 15. L'impatto della normativa è dato da:

$$E(\Delta n^T | I = 1) - E(\Delta n^{NT} | I = 0).$$

dove I rappresenta la variabile indicatrice che assume valore 1 se l'impresa si trova sotto la soglia dei quindici dipendenti, 0 altrimenti.

3.1 Condizioni di identificazione

Quando la selezione delle unità rispetto al trattamento dipende (almeno in parte) dal valore assunto da una variabile pre-trattamento Z (variabile di selezione), continua e osservabile, rispetto a un valore soglia predeterminato Z_0 (*cutoff point*) la valutazione degli effetti di impatto può essere condotta adottando la strategia di valutazione denominata *Regression Discontinuity Design* (RDD)⁹. Secondo tale metodologia, la probabilità di essere sottoposti al trattamento è una funzione discontinua della variabile di selezione nel punto di *cutoff*. Tale regola non è tuttavia sufficiente per consentire di identificare l'effetto medio del programma oggetto di analisi (Hahn, Todd, van der Klaauw, 2001). Una corretta identificazione dell'effetto di trattamento è ottenibile se si assume che i valori attesi

$$E(Y^{NT} | Z = Z_0) \text{ e } E(Y^T | Z = Z_0)$$

⁹ I principali riferimenti relativi a tale metodologia sono in (Campbell, 1969; Thistlethwaite e Campbell, 1960; Goldberger, 1972; Cain, 1975; Barnow, Cain, Goldberger, 1980; Trochim, 1984). Recenti applicazioni sono in Van der Klaauw (2002), Hahn *et al.* (2001), Black (1999), Angrist e Lavy (1999).

(e, in generale, tutte le variabili osservabili) siano continui nel punto di *cutoff*, in cui si determina una discontinuità nella probabilità di selezione al trattamento¹⁰. In altri termini, secondo la metodologia RDD, considerando un ristretto intorno del valore soglia, i sottoinsiemi di imprese posizionate appena al di sotto e al di sopra di tale valore sono perfettamente confrontabili. Vale pertanto la seguente relazione:

$$(Y^T, Y^{NT}) \perp I | Z = Z_0$$

In questo caso, le unità in prossimità della soglia sono del tutto simili; eventuali differenze sono imputabili alla partecipazione/non-partecipazione al trattamento e la differenza tra il valore della variabile obiettivo tra unità marginali trattate e unità marginali di controllo identifica un impatto medio locale ovvero l'impatto del programma in un intorno del punto di *cutoff*.

$$[(Y^T, Y^{NT}) | Z = Z_0 - \varepsilon] \cong [(Y^T, Y^{NT}) | Z = Z_0 + \varepsilon]$$

Per questo motivo, la metodologia *Regression Discontinuity* può essere assimilata a un metodo “quasi sperimentale”¹¹.

In letteratura si distinguono due schemi RDD che differiscono secondo la natura (deterministica o stocastica) della relazione tra probabilità di essere sottoposti al trattamento e variabile di selezione.

Quando la probabilità di selezione è perfettamente correlata con caratteristiche osservate dell'impresa e, pertanto, ortogonale alle sue caratteristiche non-osservate si ricade nel caso noto come *sharp* RDD. In questo caso, il meccanismo di selezione è interamente deterministico ed è descritto da una variabile di selezione Z_i , continua e osservabile, rispetto a un punto di *cutoff* noto¹². Quando la probabilità di essere selezionati è determinata anche da fattori non-osservabili (che nel caso specifico possono essere interni all'impresa) si introduce una relazione stocastica tra la variabile di selezione e probabilità di essere sottoposti al trattamento. La variabile indicatrice del trattamento I_i diventa una variabile casuale con probabilità condizionale data da

$$E[I_i | Z_i = Z_0] = \Pr[I_i = 1 | Z_i = Z_0].$$

¹⁰ Se l'unica condizione per l'identificazione è che la distribuzione delle caratteristiche osservate risulti continua nel punto di *cutoff*, implicitamente si assume che gli effetti di trattamento siano costanti tra gli individui (*constant treatment effect*). Si veda al riguardo Hahn, Todd, van der Klaauw (2001).

¹¹ Heckman, Ichimura, Todd, (1997) Battistin e Rettore (2002).

¹² In formule: $D_i = f(Z_i)$, $f(Z_i)$ è discontinua in Z_0 . Si ha trattamento se la variabile di selezione supera Z_0 , ovvero se

$$\begin{aligned} I_i &= 1 && \text{se } Z_i > Z_0 \\ &= 0 && \text{se } Z_i \leq Z_0 \end{aligned}$$

La probabilità di essere sottoposti a trattamento decresce, seguendo una dinamica a *S* (*S-shaped*), definendo un intorno del punto di *cutoff* più ampio rispetto al caso considerato in precedenza. Tale metodologia rientra nel caso di c.d. *fuzzy RDD* (figura 1). E' necessario, in questo caso, fare riferimento a un insieme più ampio di dati per poter identificare correttamente tale effetto. Empiricamente, si ricorre a una strategia di stima a due stadi nella quale i valori della probabilità di selezione al trattamento, calcolati attraverso un'equazione ausiliaria con la variabile endogena dicotomica (primo stadio), vengono inseriti nell'equazione di crescita (secondo stadio). Tale metodologia è, dunque, del tutto analoga a una stima con variabili strumentali.

La condizione per identificare correttamente l'impatto relativo al programma, sia nel caso *sharp* che in quello di *fuzzy*, è violata nel caso in cui le imprese riescano a influenzare la loro posizione rispetto al valore soglia (ad esempio, Lemieux e Milligan, 2004; Jacob e Lefgren, 2002; Di Nardo e Lee, 2001, 2002; Hahn Todd e van der Klaauw, 2001). Nel presente lavoro si ipotizza che la probabilità di esposizione assuma valori indipendenti dal processo che genera i risultati o, in altre parole, che le dinamiche di crescita delle imprese siano indipendenti da un potenziale meccanismo di autoselezione da parte delle stesse unità produttive. In caso contrario, la presenza di *self-selection* si rifletterebbe in una discontinuità della funzione di probabilità della variabile di selezione intorno alla soglia. Da un esame della figura 2, che riporta una stima della densità di tale variabile, non sembrano emergere evidenti discontinuità intorno alla soglia dei 15 addetti. A sostegno dell'evidenza di *random assignment* intorno alla soglia, si è verificato che le differenze tra le medie delle principali variabili osservate, calcolate in corrispondenza di ampiezze campionarie di volta in volta prossime alla soglia, non siano risultate, in massima parte, significativamente diverse da zero (cfr. tabella 2). Tali indicazioni inducono a ritenere che eventuali fenomeni di autoselezione da parte delle imprese, pur se esistenti, possano essere considerati trascurabili.

4. Analisi empirica

Il modello utilizzato per la stima dell'impatto locale è costituita da una equazione di Gibrat¹³ aumentata con un effetto di trattamento

$$\ln(N_{i,02}) - \ln(N_{i,99}) = \alpha + \beta X_{i,99} + \delta(I_{i,99}) + u_i + \varepsilon_{i,02}$$

¹³ Cfr. nota 5.

dove N è la dimensione dell'impresa in termini di addetti dipendenti secondo la base di computo dell'art. 18,

$X_{i,99}$ è una matrice di variabili esogene riferite al 1999 utilizzate per verificare la sensitività dei risultati alle principali caratteristiche osservate dell'impresa.

$I_{i,99}$ è la variabile dicotomica che esprime la collocazione, con riferimento al 1999, delle singole imprese rispetto alla soglia dei 15 addetti e che assume valori:

$$\begin{cases} I = 1 & \text{se } N_{i,99} \leq 15 \\ I = 0 & \text{altrimenti} \end{cases}$$

u_i è una variabile che include caratteristiche non-osservabili delle imprese (ad esempio, motivazione e/o capacità dell'imprenditore, organizzazione aziendale, ecc.),

$\varepsilon_{i,02}$ è il termine di errore che soddisfa le usuali proprietà.

Il parametro su cui si concentra la nostra attenzione è δ che misura l'effetto delle regole EPL sulla dinamica di crescita delle imprese (effetto di trattamento). In questo lavoro si ipotizza che l'effetto di trattamento rimanga costante tra gli individui (*constant treatment effect*)¹⁴. Si considerano due esercizi di valutazione in cui si prende in esame rispettivamente, il caso di *sharp* e quello di *fuzzy RDD*. In entrambi i casi, ci si basa sul confronto del tasso di crescita medio annuo (variabile obiettivo) delle imprese in prossimità della soglia: si presume che l'ingresso nel più stringente regime normativo da parte delle imprese collocate in prossimità della soglia dovrebbe tradursi in significative discontinuità delle dinamiche di crescita in un ristretto intorno del valore soglia.

4.1 Primo esercizio (*sharp RDD*)

Nel caso in esame, la costruzione dei due sottoinsiemi è ottenuta, con riferimento al 1999, in funzione del valore soglia (*cutoff point*) assunto dalla dimensione aziendale. Le singole unità produttive sono allocate ai due gruppi se la condizione prevista dalla normativa (numero di addetti a tempo indeterminato nel 1999 maggiore di 15) sia verificata o meno. Ai fini della verifica empirica occorre considerare che la variabile dicotomica I è costruita con riferimento alla dimensione aziendale. Poiché anche la variabile obiettivo $\Delta n = \ln(dip02) - \ln(dip99)$ è costruita su $dip99$, ne consegue che:

$$E[u \mid I, dip99] = E[u \mid I] \neq 0$$

¹⁴ In questo caso, l'effetto medio sui trattati coincide con l'effetto medio di trattamento attribuito al programma.

ed eventuali stime OLS dell'effetto di trattamento risultano distorte e inconsistenti. Poiché tale dipendenza è determinata esclusivamente dalla variabile “numero di addetti nel 1999”, una soluzione a questo problema consiste nell'inserire nella regressione una funzione della dimensione. Quest'ultima agisce allo stesso modo di una variabile strumentale. Formalmente, perché la condizione $E[u | I] = 0$ sia soddisfatta è sufficiente inserire nell'equazione di crescita una funzione correttamente specificata che ha per argomento *dip99*. Pertanto si introduce nell'equazione il termine non lineare:

$$K(dip99) = a(1/dip99) + b(1/dip99^2) + c(1/dip99^3)$$

ovvero una specificazione esponenziale della dimensione aziendale. Si tratta di un caso particolare di stima con variabili strumentali, in cui il controllo avviene esclusivamente sulla base di variabili osservabili. Nella tabella 3 si riportano i risultati dell'esercizio di valutazione.

L'effetto di impatto è individuato attraverso dalla variabile dicotomica *threshold* che assume valore 1 se le unità produttive di riferimento presentavano una dimensione in termini di addetti inferiore a 16 e 0 in caso contrario¹⁵. In caso di effettiva influenza della normativa sui tassi di crescita questi ultimi dovrebbero presentare significative discontinuità in un intorno della soglia dei quindici addetti. Nella tabella 3 si riportano diverse specificazioni del modello stimate, rispettivamente, in corrispondenza di diverse soglie dimensionali (dai tredici ai diciassette addetti) anche per tener conto della non perfetta osservabilità della soglia.

Per quanto riguarda i principali risultati dell'esercizio, emerge l'evidenza di una discontinuità dei tassi di crescita osservati in prossimità della soglia dei 15 addetti e degli altri valori di volta in volta determinati. L'entità di tale effetto è stimata attorno all'1,8% per le imprese in prossimità dei quindici addetti. Stime ulteriori consentono di osservare l'esistenza di un simile effetto in corrispondenza ai 16 e ai 17 addetti mentre non si rilevano impatti significativi per dimensioni inferiori ai tredici addetti. Tale evidenza appare in linea con quanto presente in Basile e de Nardis (2004).

Le stime sono state effettuate sulla totalità delle imprese del campione (2572) ovvero sulle unità produttive da zero a 50 addetti. Si tratta di un intervallo ampio per questo tipo di analisi, giustificato però dall'esigenza di non incorrere in distorsioni dovute ad arbitrarie selezioni campionarie.

¹⁵ Occorre considerare che le unità cui si applica la normativa più stringente sono quelle con più di quindici dipendenti. In questo esercizio il valore 1 è attribuito alle unità produttive al di sotto di tale valore. Naturalmente ciò non ha alcun effetto sui risultati delle stime salvo il segno.

Indicazioni emerse dalla tabella 2 hanno evidenziato una non perfetta confrontabilità dei sottoinsiemi (0-15) e (16-50). Il controllo per la variabile dimensione, tuttavia, ha consentito di tener conto del possibile differente comportamento delle imprese collocate agli estremi dell'intervallo campionario.

Al fine di verificare la robustezza di tali stime è stata condotta una analisi di sensitività rispetto a differenti specificazioni del modello e per differenti dimensioni campionarie.

Nella tabella 4 si presentano i risultati ottenuti controllando volta per volta attraverso variabili relative alla singola impresa (es. età, forma giuridica, struttura proprietaria composizione manodopera, appartenenza a gruppi), all'imprenditore (età, capitale umano), alcune variabili di contesto (tasso di disoccupazione, propensione all'export, interessi passivi sui prestiti, tasso di criminalità, un indice di *turnover*). Le evidenze confermano i risultati ottenuti attraverso la stima del modello "base". Le stime non appaiono sensibili a variazioni della specificazione del modello e presentano impatti che comportano una diminuzione tra l'1,6% e il 2,1% del tasso di crescita medio annuo. Questi ultimi risultano tutti significativi ad eccezione di quelli corrispondenti alle variabili relative all'imprenditore. Infine nella tabella 5 si presentano gli effetti stimati per differenti dimensioni del campione. Nell'evidenza generale essi perdono di significatività in corrispondenza di un restringimento della dimensione campionaria. Si noti che in corrispondenza dei 14 addetti l'impatto presenta una dimensione analoga a quella presentata in precedenza anche se non risulta significativamente diverso da zero.

4.2 Secondo esercizio (*fuzzy RDD*)

L'evidenza presentata nelle tabelle 3-5 non controlla per l'effetto di una possibile distorsione connesso al grado di discontinuità della probabilità di selezione nell'intorno del valore soglia per la dimensione aziendale. Nella stima precedente si è assunto che tale discontinuità fosse di tipo *sharp*, anche se non è stata empiricamente osservata. In questo esercizio, analogamente a quanto riportato in Lee (2003), la probabilità di selezione al trattamento è stata stimata come una funzione della dimensione aziendale osservata nel periodo precedente. L'evidenza desunta dai dati campionari ha messo in luce una transizione molto graduale (*smooth*) della probabilità di selezione dal regime sotto a quello sopra la soglia dei 15 addetti (Figura 3).

Tale andamento induce ad ipotizzare l'esistenza di fattori non osservati (soprattutto interni all'impresa) che sono alla base di una natura endogena della discontinuità e che possono essere rappresentati da un termine stocastico nel meccanismo di selezione. Inoltre, tale comportamento della probabilità di selezione potrebbe essere dovuto all'erronea collocazione di alcune imprese

rispetto alla soglia dei 15 addetti, essenzialmente dovuta a possibili errori di misurazione causati dalla non perfetta osservabilità della soglia (**trovare riferimento ...**).

Per la natura *fuzzy* della relazione è necessario tener conto di un intervallo più ampio rispetto al punto di *cutoff*. Da quanto detto ne consegue, inoltre, che la normativa influenzi anche il comportamento delle imprese non immediatamente prossime alla soglia (da 10 a 20 addetti, ad esempio).

Il metodo impiegato per la stima è a due stadi: la variabile *threshold* viene stimata, nel primo stadio, attraverso un *probit* che consente di ottenere i valori previsti della probabilità di selezione. Questi ultimi vengono utilizzati nella stima del tasso medio di crescita (equazione di *outcome*). L'equazione di primo stadio è dunque rappresentata da

$$I_{i,99} = \alpha + \beta X_{i,99} + \gamma M_{i,99} + u_i + \varepsilon_{i,99}$$

La variabile *M* è una *dummy* che prende valore 1 se l'impresa è collocata nella c.d. *marginal area* nella quale avvengono le transizioni, 0 in tutti gli altri casi¹⁶, *X* è l'usuale matrice di variabili relative all'impresa. L'equazione di secondo stadio è del tutto analoga a quella della stima *sharp*, ma aumentata del termine $E[I | \cdot]$, ottenuto dalla stima dell'equazione di cui sopra. La stima dell'intero modello è riportata nelle tabelle 6-8. In termini del tutto generali, l'introduzione di una discontinuità di tipo fuzzy ridimensiona nel complesso l'esistenza di un effetto d'impatto della regolamentazione. L'effetto di trattamento è stato stimato pari a -2,1% (tabella 7), un valore pressoché analogo a quello ottenuto attraverso le stime del modello *sharp* ma, al contrario, presenta una significatività più contenuta (gli impatti risultano comunque significativi al 5%).

Attraverso una analisi di sensitività (tabella 8) si è verificata la robustezza dei risultati relativi alla stima dell'impatto medio al variare della specificazione del modello. I risultati appaiono sostanzialmente robusti alle diverse specificazioni del modello e, nel complesso, analoghi all'impatto stimato attraverso il modello base. I più rilevanti scostamenti sono stati osservati in corrispondenza della stima con le variabili relative all'appartenenza a gruppi, alla composizione della manodopera e a quelle relative all'imprenditore (età, titolo di studio). Sono risultati non significativi gli impatti ottenuti in corrispondenza delle specificazioni con le variabili relative alla forma giuridica e alla struttura proprietaria dell'impresa.

¹⁶ Tale area è quella compresa nell'intervallo tra 10 e 20 addetti, determinato anche sulla base della stima delle probabilità di transizione derivate dai dati campionari.

5. Conclusioni

In questo lavoro si è cercato di fornire nuova evidenza empirica sull'impatto della regolazione pubblica del mercato del lavoro sui processi di crescita dimensionale delle imprese manifatturiere italiane. L'attenzione si è concentrata sulla tutela reale e obbligatoria prevista dallo Statuto dei lavoratori che come è noto prevede una differente disciplina in base alla dimensione (soglia dei 15 addetti). Il disegno della normativa offre l'occasione per un'applicazione della metodologia *Regression Discontinuity Design*. Lo studio è stato effettuato su dati tratti da un'inchiesta *ad hoc* condotta sul campione ISAE di imprese manifatturiere ed estrattive.

Adottando approcci metodologici diversi (*sharp*, *fuzzy* RDD), corrispondenti a diverse ipotesi riguardo al meccanismo di selezione, le stime presentate in questo lavoro evidenziano una discontinuità nella dinamica di crescita, statisticamente significativa, per le imprese con un numero di addetti inferiore ai 15 dipendenti. L'impatto indotto dalla regolamentazione corrisponde ad un medio del tasso di crescita, per le imprese in prossimità della soglia, inferiore a circa il 2% rispetto alle unità produttive di maggiori dimensioni. La stima condotta attraverso il *fuzzy* RDD presenta un impatto di analoga dimensione anche se statisticamente meno significativo rispetto alla stima *sharp*. Le stime effettuate sono apparse robuste rispetto alle analisi di sensitività condotte su di esse. Nell'interpretazione dei risultati occorre tenere presente l'esistenza dei problemi di misurazione di difficile risoluzione ricordati nel paragrafo introduttivo. In primo luogo, la determinazione della soglia è regolata da un complesso sistema normativo per cui nel computo vengono esclusi gli apprendisti, i collaboratori, i lavoratori interinali. Inoltre, tale normativa si applica allo stabilimento e non all'impresa ed è quindi possibile che le unità produttive adottino, in determinate circostanze, comportamenti strategici "elusivi" (ad esempio, suddivisione dell'attività in due entità legali).

Bibliografia

- Angrist J. D. e V. Lavy (1999), "Using Maimonides' Rule to Estimate the Effect of Class Size on Scholastic Achievement", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 114, pp. 533-575.
- Baffi G. e E. Baffi (1999), "Il Diritto del Mercato del Lavoro e le Soglie Dimensionali: Presentazione di un Quadro Sinottico", in F. Traù (a cura di) *La questione dimensionale nell'industria italiana*, Il Mulino, Bologna.
- Barnow B. S., Cain G. G. e A. S. Goldberger (1980), "Issues in the Analysis of Selectivity Bias", in Stormsdorfer E. e G. Farkas (a cura di) *Evaluation Studies*, Vol. 5, Sage Publications, Beverly Hills, pp. 43-59.
- Basile, R. e S. de Nardis "Non linearità e dinamica della dimensione d'impresa in Italia"
Documento di lavoro ISAE n. 40/2004.
- Battistin E. e E. Rettore (2002), "Another Look at the Regression Discontinuity Design", LABORatorio R. Revelli Working Paper.
- Beck T., Demirguc-Kunt, A. e V. Maksimovic (2002), "Financial and Legal Constraints to Firm Growth. Does the Size Matter?", mimeo.
- Biagioli M. (2000), "Alcune Osservazioni sul Ruolo della Partecipazione dei Lavoratori ai Risultati Economici delle Imprese nell'Ambito della Politica della Concertazione", in L. Fubini (a cura di) "Strategie per l'occupazione", Carocci, Roma.
- Black S. E. (1999), "Do Better Schools Matter? Parental Valuation of Elementary Education", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 114, pp. 577-599.
- Bordogna L. (1999), "Il Fattore Dimensionale nelle Relazioni Sindacali e nella Contrattazione Collettiva in Azienda", in F. Traù (a cura di) *La questione dimensionale nell'industria italiana*, Il Mulino, Bologna.
- Burkart M., Panunzi F. e A. Shleifer, (2002) "Family Firms", CEPR Discussion Paper N. 3234.
- Busato F. e B. Chiarini (2002), "Market and Underground Activities in a Two-Sector Dynamic Equilibrium Model", *mimeo*, Columbia University (Graduate School of Business), Working Paper SSRN, 2001.
- Cain G. G. (1975), "Regression and Selection Models to Improve Nonexperimental Comparisons", in Bennett C. e A. Lumsdaine (a cura di) *Evaluation and Experiment*, New York, Academic Press, pp. 297-317.
- Campbell D. T. (1969), "Reforms as Experiment", *American Psychologist* 24, pp. 409-429.
- Caroleo F.E., Clarizia P., N. Di Monte e N. O'Higgins (1997), "Liste di (im)mobilità? L'impatto della Legge 223 sulla Probabilità di Rioccupazione. Studio di un caso: la Campania" in Borzaga C. e G. Brunello (a cura di) *L'impatto delle politiche attive del lavoro in Italia*, Edizione Scientifiche Italiane, Collana di Economia del Lavoro, Napoli.

- Carone A. e D. Iacobucci (1999), “I Gruppi di Piccole e Medie Imprese nell’Industria Italiana” in F. Traù (a cura di) *La questione dimensionale nell’industria italiana*, Il Mulino, Bologna.
- Casadio P. (1999), “La Contrattazione Aziendale nell’Industria Italiana dopo gli Accordi di Politica dei Redditi del 1992-93”, Banca d’Italia, Roma.
- Casadio P. e L. D’Aurizio (2000), “Flessibilità Oraria, Occupazionale e Retributiva nell’Industria: Complementi o Sostituti?”, *Economia e Lavoro*, settembre-dicembre 2001, Anno XXXV, n.3, pp.71-91.
- Caselli F. Pennaioli N. (2003) “Dynastic Management”. *NBER Working paper* n.9442
- Checchi D. e L. Flabbi (1999), “Procedure e Risultati Negoziati nella Contrattazione Decentrata in Lombardia. 1986-1995”, *IRES- Lombardia, Collana Ricerche, n. 47*, Milano.
- De Wit “G. (1993) “Models of self Employment in a Competitive Market”. *Journal of Economic Surveys* n. 7 pp. 367-401.
- DiNardo J. e D. S. Lee (2002), “The Impact of Unionization on Establishment Closure:A Regression Discontinuity Analysis of representation Elections”, NBER Working Papers n. 8993.
- Evans, D. S. (1987), “Tests of Alternative Theories of Firm Growth”, *Journal of Political Economy*, vol. 95, no. 41.
- Garibaldi P., Pacelli L. e A. Borgarello (2003), “Employment Protection Legislation and the Size of Firms: a Close Look of Italian Case”, di prossima pubblicazione in *Rivista Italiana degli Economisti*, 2003.
- Goldberger A. S. (1972), “Selection Bias in Evaluating Treatment Effects: Some Formal Illustrations”, Discussion Paper No. 123-72, IRP University of Wisconsin.
- Hahn J., Todd P. & W. Van der Klaauw (2001), “Identification and Estimation of Treatment Effects with a Regression-Discontinuity Design”, *Econometrica* Vol. 69, pp. 201-209.
- Heckman J.J., Lalonde R.J & J.A. Smith 1999 “The Economics and Econometrics of active labor market programs” in O. Aschenfelter & D. Card. (eds. *Handbook of labor economics*), Vol. 3A, Elsevier
- Heckman J.J. (1979), “ Selection Bias as a Specification Error”, *Econometrica* 47, pp. 153-161.
- Heckman J.J, e J. M. Snyder (1997), “Linear probability Models of the Demand for Attributes with an Empirical Application to estimating the Preferences of Legislators“, *Rand Journal of Economics* 28, S142-89.
- Heckman J.J. Ichimura H. e P. Todd (1997) “Matching as an Econometric Evaluation Estimator: Evidence from Evaluating a Job Training Program” *RES* 64 (4), 605-654
- Kumar B. K., Rajan R. G. e L. Zingales (2002), “What Determines Firm Size?”, NBER Working Paper No. w7208, Luglio 1999.
- Ichino P. (1996), *Il Lavoro e il Mercato*, Mondadori, Milano.

- Ichino A. e S.O. Becker (2002), "Estimation of Average Treatment Effects Based on Propensity Score" *The Stata Journal*, Vol.2, No.4. pp. 358-377
- Ijiri Y. e H.A. Simon (1977), *Skew Distribution and the Size of Business Firms*, North Holland Amsterdam.
- ISAE (2002), *Priorità Nazionali: Trasparenza, Flessibilità, Opportunità*. Rapporto Trimestrale, Aprile, Roma.
- ISTAT (2002), Rapporto Annuale, Roma.
- Jacob B. A. e L. Lefgren (2002), "Remedial Education and Student Achievement: A Regression-Discontinuity Analysis", NBER Working Papers n. 8918.
- Lee D. S. (2003), "Randomized Experiments from Non-Random Selection in U.S. House Elections", Department of Economics, UC Berkeley.
- Lemieux T. e K. Milligan (2004), "Incentive Effects and Social Assistance: A Regression Discontinuity Approach", Department of Economics, University of British Columbia.
- Lucas R. E. (1978) "On the size distribution of business firms" *Bell Journal Of Economics* Vol 9 pp.508-523.
- Lotti F., Santarelli E. e M. Vivarelli (2003) "Does Gibrat's Law Hold in the Case of Young Small Firms?", di prossima pubblicazione in *Journal of Evolutionary Economics*, Vol. 14,
- Moulton (1990), "Having Variables at Different level of Aggregation Might Biased the Estimate of the Standard Errors of the Estimated Coefficients", *The Review of Economics and Statistics*, pp.334-338.
- O'Higgins N. (1997), "The Challenge of Youth Unemployment," *International Social Security Review*, Vol. 50, no. 4, pp. 63-93, 1997
- O'Higgins N. (1994), "YTS, Employment and Sample Selection Bias", *Oxford Economic Papers*, Vol. 46, n. 4.
- Pagano M. e Panunzi (2003) "Il capitalismo familiare: punto di forza o di debolezza" Articolo pubblicato su www.lavoce.it.
- Principe, G. (2003), "Soglie Dimensionali e Regolazione del Rapporto di Lavoro in Italia", Documenti di lavoro ISAE n.3, giugno 2003.
- Rosebaum P. e D. Rubin (1983), "The Central Role of Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects", *Biometrika* Vol.70, n. 1. pp. 41-55.
- Scannagatta G. (1999) "Vincoli finanziari alla crescita delle imprese di piccola dimensione" in F. Traù (a cura di) *La questione dimensionale nell'industria italiana*, Il Mulino, Bologna.
- Schivardi, F. e R. Torrini (2004), "Firm Size Distribution and Employment Protection Legislation in Italy", Temi di Discussione n. 504, Banca d'Italia.

Sica, F.G.M. (2003), “Le transizioni dimensionali nelle piccole imprese italiane nel periodo 1995-2000: Un’analisi su dati AIDA e Mediocredito Centrale”, CSC Working Paper n. 38.

Tattara G. (1999), “Perché le Piccole Imprese non Diventano Grandi? I Lacci Posti dalle ‘Regole del Lavoro’”, *Economia e Società Regionale*, n.3.

Traù F. (1999), *La questione dimensionale nell’industria italiana*, Il Mulino, Bologna.

Traù F. (1999), “Il Riemergere della *Small Scale Production* nei Paesi Industriali: Rassegna della Letteratura Empirica e Primi Confronti Internazionali delle Tendenze di Lungo Periodo” in F. Traù (a cura di) *La questione dimensionale nell’industria italiana*, Il Mulino, Bologna.

Thistlethwaithe D. e D. T. Campbell (1960), “Regression-Discontinuity Analysis: An Alternative to the ex-post Facto Experiment”, *Journal of Educational Psychology*, vol. 51, pp. 309-317.

Throchim W. M. (1984), *Research Design for Program Evaluation: the Regression Discontinuity Approach*, Beverly Hills, Sage Publications.

Van der Klaauw W. (2002), “Estimating the Effect of Financial Aid Offers on College Enrolment: A Regression Discontinuity Approach”, *International Economic Review*, Vol 43, n. 4, November 2002.

Tabella 1 – Statistiche descrittive della base di dati*(medie e varianze campionarie)*

Variabile	Media	Std. Dev.	Min	Max
N. addetti in complesso (2002)	19.338	12.282	5	112
N. addetti dipendenti a tempo indeterminato (2002)	17.274	11.783	1	50
<i>Proxy</i> del lavoro flessibile nel 2002	2.064	5.876	0	100
N. addetti in complesso (1999)	22.277	14.006	4	141
N. addetti dipendenti a tempo indeterminato (1999)	17.319	12.298	1	80
Dirigenti (%)	3.444	6.897	0.125	80
Impiegati (%)	19.058	17.156	3.297	100
Operai (%)	77.497	18.554	0	100
Variazioni numero dirigenti	-0.006	0.252	-1	1
Variazioni numero impiegati	0.072	0.471	-1	1
Variazioni numero operai	-0.069	0.624	-1	1
Variazioni numero collaboratori	0.058	0.369	-1	1
Acquisizioni altre aziende	0.038	0.191	0	1
Anno di costituzione	1976	16.584	1900	1999
MODALITA' DI NASCITA DELL'IMPRESA:				
Iniziativa di dipendenti appartenenti ad altra impresa	0.089	0.285	0	1
Iniziativa diretta del titolare	0.514	0.500	0	1
Ditta familiare	0.240	0.427	0	1
Altro	0.013	0.114	0	1
FORMA GIURIDICA				
Società per azioni	0.680	0.467	0	1
Società di persone	0.232	0.422	0	1
Altro (società cooperative, ecc.)	0.035	0.183	0	1
Cambiamento di forma giuridica	0.084	0.277	0	1
Appartenenza ad un gruppo	0.089	0.284	0	1
Variazioni dell'appartenenza ad un gruppo	0.081	0.273	0	1
Appartenenza a un distretto/rete/sistema locale	0.054	0.226	0	1
Divisione tra proprietà e controllo	0.092	0.289	0	1
DATI RIGUARDANTI L'IMPRENDITORE:				
Età dell'imprenditore	53.910	10.828	21	80
Età in cui ha iniziato a lavorare	20.407	4.282	14	57
TITOLO DI STUDIO DELL'IMPRENDITORE:				
Nessuno	0.002	0.039	0	1
Licenza elementare	0.066	0.248	0	1
Diploma di scuola media inferiore	0.199	0.399	0	1
Diploma/Licenza di scuola media superiore	0.388	0.487	0	1
Laurea o dottorato	0.123	0.329	0	1
Numero di osservazioni	2.572			

Fonte: ISAE

Tabella 2 – Statistiche descrittive per diverse ampiezze del campione

	Ampiezza campionaria			Ampiezza campionaria			Ampiezza campionaria		
	0-15	16-50	Differenza (s.e.)	8-15	16-26	Differenza (s.e.)	10-15	16-20	Differenza (s.e.)
Staff Ratio	3,557	3,085	0,471 (0,271)	3,405	3,087	0,317 (0,332)	3,360	3,200	0,159 (0,528)
Impiegati (%)	17,885	20,136	-2,251 (0,688)	17,969	19,738	-1,768 (0,862)	18,936	19,085	-0,148 (1,359)
Operai (%)	78,559	76,779	1,779 (0,747)	78,626	77,175	1,450 (0,942)	77,704	77,715	-0,010 (1,497)
Dirigenti (var)	-0,008	-0,002	-0,006 (0,011)	-0,005	-0,004	-0,001 (0,012)	-0,008	0,000	-0,007 (0,018)
Impiegati (var)	0,036	0,128	-0,092 (0,020)	0,046	0,167	-0,120 (0,026)	0,034	0,158	-0,123 (0,038)
Operai (var)	-0,052	-0,080	0,028 (0,027)	-0,055	-0,038	-0,017 (0,035)	-0,067	-0,053	-0,014 (0,051)
Acquisizione altre aziende	0,038	0,045	-0,007 (0,008)	0,037	0,045	-0,008 (0,010)	0,036	0,061	-0,025 (0,017)
Anno di Costituzione	1977,171	1973,789	3,381 (0,766)	1977,286	1976,042	1,243 (0,898)	1977,324	1976,769	0,554 (1,281)
Modalità di nascita dell'impresa									
Spinoff	0,104	0,085	0,019 (0,012)	0,107	0,073	0,033 (0,015)	0,101	0,092	0,009 (0,023)
Iniziativa del titolare	0,524	0,542	-0,018 (0,021)	0,529	0,543	-0,014 (0,026)	0,515	0,509	0,006 (0,039)
Ditta familiare	0,239	0,258	-0,019 (0,018)	0,240	0,278	-0,037 (0,023)	0,261	0,285	-0,023 (0,035)
Variabili organizzative									
Appartenenza a gruppo	0,058	0,137	-0,079 (0,012)	0,061	0,113	-0,052 (0,015)	0,071	0,110	-0,039 (0,023)
Distretto	0,057	0,060	-0,002 (0,009)	0,062	0,070	-0,008 (0,013)	0,069	0,044	0,024 (0,017)
Divisione prop. e controllo	0,092	0,110	-0,018 (0,012)	0,095	0,077	0,018 (0,014)	0,105	0,066	0,039 (0,021)
Caratteristiche dell'imprenditore									
Età	52,593	55,788	-3,195 (0,459)	52,609	54,785	-2,175 (0,575)	52,608	53,293	-0,685 (0,805)
Età inizio attiv. lavorativa	20,283	20,642	-0,359 (0,179)	20,284	20,491	-0,206 (0,225)	20,302	20,371	-0,068 (0,304)
Diploma	0,418	0,376	0,041 (0,020)	0,430	0,385	0,045 (0,026)	0,433	0,364	0,069 (0,038)
Laurea	0,107	0,158	-0,051 (0,014)	0,110	0,140	-0,029 (0,017)	0,118	0,127	-0,008 (0,026)

La tabella riporta le medie di alcune variabili relative a differenti sottoinsiemi sotto e sopra la soglia dei 15 addetti, la differenza tra tali medie e i relativi errori standard.

Tabella 3 – Sharp RD per differenti valori del punto di *cutoff*

Soglia dimensionale	13	14	15	16	17
Variabile dipendente: tasso medio di crescita					
costante	0,359 (0,000)	0,384 (0,000)	0,404 (0,000)	0,420 (0,000)	0,426 (0,000)
addetti 1999	-0,095 (0,000)	-0,102 (0,000)	-0,107 (0,000)	-0,110 (0,000)	-0,112 (0,000)
<i>threshold</i>	-0,012 (0,077)	-0,020 (0,003)	-0,018 (0,008)	-0,018 (0,007)	-0,018 (0,008)
1 / addetti	-1,606 (0,000)	-1,617 (0,000)	-1,737 (0,000)	-1,803 (0,000)	-1,848 (0,000)
1 / (addetti) ²	3,471 (0,000)	3,411 (0,000)	3,654 (0,000)	3,777 (0,000)	3,872 (0,000)
1 / (addetti) ³	-2,053 (0,000)	-1,998 (0,000)	-2,143 (0,000)	-2,214 (0,000)	-2,273 (0,000)
Adj R ²	0,0465	0,0505	0,0480	0,0480	0,0476
N	2572	2572	2572	2572	2572

p-value in parentesi

Tabella 4 – Analisi di sensitività della stima dell’impatto nel modello *sharp*.

Soglia dimensionale	14	15	16
Variabile dipendente: tasso medio di crescita			
Età dell’impresa	-0,020 (0,002)	-0,018 (0,009)	-0,018 (0,008)
Età, variabili di contesto	-0,020 (0,002)	-0,018 (0,007)	-0,018 (0,009)
Modi di nascita	-0,019 (0,003)	-0,018 (0,008)	-0,018 (0,009)
Gruppi	-0,020 (0,003)	-0,018 (0,008)	-0,018 (0,009)
Composizione Manodopera	-0,016 (0,023)	-0,016 (0,018)	-0,019 (0,006)
Proprietà/forma giuridica	-0,020 (0,002)	-0,018 (0,007)	-0,018 (0,009)
Età e titolo di studio dell’imprenditore	-0,009 (0,120)	-0,009 (0,144)	-0,009 (0,136)
Gruppo, proprietà/forma giuridica	-0,021 (0,002)	-0,018 (0,006)	-0,018 (0,008)
Gruppo, composizione manodopera	-0,016 0,020	-0,017 (0,016)	-0,020 (0,006)
Gruppo, età e titolo di studio imprenditore	-0,021 (0,002)	-0,018 (0,007)	-0,018 (0,009)
Gruppo, modi di nascita	-0,020 (0,002)	-0,018 (0,006)	-0,018 (0,009)
N	2572	2572	2572

Tabella 5 – Analisi di sensitività per differenti dimensioni campionarie

Ampiezza campionaria	> 9	12-18	13-17	14-16
Variabile dipendente: tasso medio di crescita				
13	-0.002 (0.844)	0.005 (0.727)	0.008 (0.555)	-
14	-0.023 (0.031)	-0.028 (0.044)	-0.018 (0.268)	-0.021 (0.287)
15	-0.008 (0.470)	-0.009 (0.486)	0.005 (0.754)	0.020 (0.287)
16	-0.001 (0.944)	-0.002 (0.867)	0.002 (0.900)	-
17	0.008 (0.429)	0.011 (0.444)	-	-
N	1772	616	434	292

p-value in parentesi

Tabella 6 – Stima di primo stadio per differenti valori del punto di *cutoff*

Soglia dimensionale	
Variabile dipendente: <i>Threshold</i>	
costante	0,861 (0,000)
Età	-0,009 (0,000)
Var appartenenza a gruppi	0,038 (0,835)
Staff ratio	0,009 (0,011)
Appartenenza a gruppi	-0,588 (0,001)
Impresa familiare	-0,272 (0,000)
Forma giuridica (spa)	-0,730 (0,000)
Lic. Media (titolo studio imprenditore)	-0,135 (0,041)
Laurea (titolo studio imprenditore)	-0,245 (0,003)
Tasso di disoccupazione 1999	0,009 (0,010)
Marginal (10-20)	0,478 (0,000)
Pseudo R ²	0,1087
N	2572

p-value in parentesi

Tabella 7 – Fuzzy RD per differenti valori del punto di *cutoff*

Soglia dimensionale	
Variabile dipendente: tasso medio di crescita	
Costante	0,810 (0,000)
addetti 1999	-0,194 (0,000)
<i>Threshold</i>	-0,021 (0,046)
1 / addetti	-4,951 (0,000)
1 / (addetti) ²	17,080 (0,000)
1 / (addetti) ³	-25,463 (0,000)
1 / (addetti) ⁴	12,698 (0,000)
Adj R ²	0,0876
N	2572

p-value in parentesi

Tabella 8 – Analisi di sensitività della stima dell’impatto nel modello *fuzzy*

Soglia dimensionale	
Variabile dipendente: tasso medio di crescita	
Età dell’impresa	-0,022 (0,052)
Età, variabili di contesto	-0,021 (0,059)
Modi di nascita	-0,023 (0,042)
Gruppi	-0,028 (0,023)
Composizione Manodopera	-0,028 (0,021)
Proprietà/forma giuridica	-0,014 (0,426)
Età e titolo di studio dell’imprenditore	-0,022 (0,049)
Gruppo, proprietà/forma giuridica	-0,019 (0,370)
Gruppo, composizione manodopera	-0,037 (0,005)
Gruppo, età e titolo di studio imprenditore	-0,028 (0,028)
Gruppo, modi di nascita	-0,028 (0,022)
N	2572

Figura 1: Probabilità di selezione nel disegno *sharp* e *fuzzy*

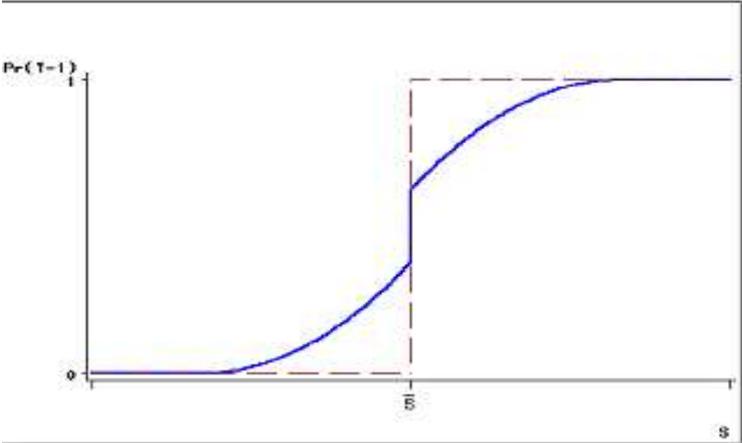


Figura 2. Distribuzione di probabilità (empirica, teorica) della variabile di selezione

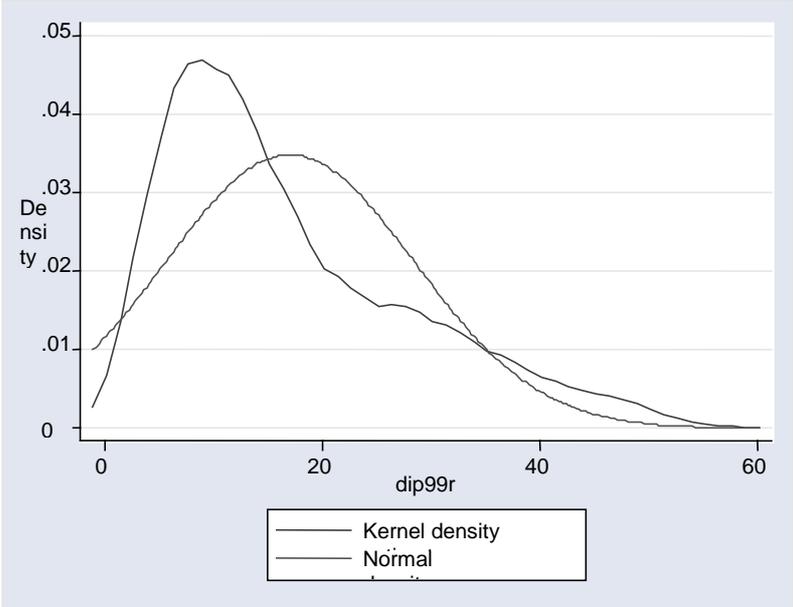


Figura 3. Probabilità di selezione al trattamento stimata dai dati campionari.

