

REGOLAZIONE DEL MERCATO DEL LAVORO E CRESCITA
DIMENSIONALE DELLE IMPRESE:
UNA VERIFICA SULL'EFFETTO SOGLIA DEI 15 DIPENDENTI

SERGIO DE NARDIS, MASSIMO MANCINI, CARMINE PAPPALARDO

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

XV RIUNIONE SCIENTIFICA SIEP
Diritti, regole, mercato
Economia pubblica e analisi economica del diritto
Università degli Studi di Pavia, 3-4 ottobre 2003

**Regolazione del Mercato del Lavoro e Crescita
Dimensionale delle Imprese: Una Verifica sull'Effetto
Soglia dei 15 Dipendenti[§]**

Sergio de Nardis, Massimo Mancini, Carmine Pappalardo

Istituto di Studi e Analisi Economica

Piazza dell'Indipendenza, 4 00185 Roma

(versione preliminare)

8 Settembre 2003

[§] Gli autori sono grati a Roberto Basile, Efigio Espa, Pietro Garibaldi, Niall O'Higgins, Gianni Principe e ai partecipanti al seminario all'Università di Salerno per gli utili commenti e i preziosi suggerimenti. Emma De Angelis ha curato la sezione statistica in appendice a questo lavoro ed ha fornito assistenza nella preparazione della base di dati. Gli autori sono i soli responsabili per le opinioni espresse e non coinvolgono l'Ente di appartenenza. Indirizzo per corrispondenza: Sergio de Nardis, ISAE, Piazza dell'Indipendenza 4, 00185 Roma; e-mail: s.denardis@isae.it.

ABSTRACT

Nel paper si indaga sugli effetti prodotti dalla regolazione del mercato del lavoro sui comportamenti di crescita delle imprese manifatturiere italiane. L'attenzione è rivolta all'analisi dell'impatto di alcune norme la cui applicazione è condizionale a determinate caratteristiche dell'impresa. L'articolo 18 dello Statuto dei lavoratori e la normativa sulle Rappresentanze Sindacali Aziendali costituiscono importanti elementi di "discriminazione" della regolamentazione che tratta differentemente le unità produttive in funzione della loro dimensione aziendale e, in particolare, a seconda che occupino più o meno di 15 dipendenti. Con riferimento a un *panel* di imprese dell'industria in senso stretto, osservate lungo il periodo temporale 1999-2002, nel lavoro si verifica la presenza di discontinuità nei tassi di crescita delle unità produttive in prossimità della soglia "istituzionale" dei 15 addetti. In corrispondenza di tale soglia si configurano due regimi normativi differenti e, allo stesso tempo, due insiemi non strettamente omogenei di imprese. La ricerca, basata su informazioni raccolte con un'indagine *ad hoc* condotta presso il campione ISAE di imprese industriali, è articolata in due esercizi di stima. Nel primo si tiene conto di un possibile meccanismo di autoselezione in base al quale le unità produttive condizionano le proprie dinamiche di crescita alla convenienza o meno a superare la soglia dei 15 addetti. L'analisi empirica rileva la presenza di un debole anche se significativo processo di *self-selection*. Ulteriore evidenza su un eventuale effetto "soglia" è ottenuta attraverso la metodologia nota come *Regression Discontinuity Design* (RDD, Campbell, 1969; Rubin, 1977; Trochim, 1984). L'impatto (medio) della regolazione è stimato assumendo che la selezione delle unità produttive sopra/sotto la soglia avvenga in base a una regola strettamente deterministica, dovuta alla sola applicazione della normativa (*sharp* RDD). I due esercizi empirici consentono di pervenire alla stima di cosiddetti *effetti di scoraggiamento* a crescere statisticamente significativi anche se quantitativamente contenuti. In particolare, l'evidenza proposta induce a stimare un impatto negativo della regolamentazione del mercato del lavoro sulla crescita dimensionale delle imprese prossime alla soglia dei 15 addetti compreso tra circa l'1 e il 2,7 per cento.

Parole chiave: Piccole e medie imprese, Legge di Gibrat, Endogeneità, Regression Discontinuity Design, Metodi di valutazione.

JEL: L25, L50

1. Introduzione

In questa ricerca si intende pervenire a 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 sia legislativa sia di contrattazione collettiva, 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 la considerazione 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 interagiscono. 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 dallo stato piuttosto contraddittorio della (invero scarsa) letteratura empirica sull'argomento. L'attenzione si è in generale 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, ecc.)³. Alcune analisi, prevalentemente descrittive, condotte sulla

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 l'esistenza di una grande varietà di soglie, a seconda delle fonti legislative (leggi e contratti), dei settori di attività e finanche, a parità di dimensione e nello stesso settore, dell'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 nelle basi dati disponibili.

³ Tra le molteplici soglie, di legge e contrattuali, 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

distribuzione dimensionale delle imprese hanno teso a evidenziare l'assenza di importanti discontinuità in corrispondenza del limite dei 15 dipendenti (cfr. i lavori di Anastasia, 1999 e Tattara, 1999, entrambi basati su dati INPS, e ISTAT, 2002), per cui la normativa del lavoro non sembrerebbe rivestire un ruolo determinante nel favorire il “nanismo” delle aziende italiane. Altre più recenti evidenze, imperniata sull'esplicitazione di 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, che analizzano dati INPS). Infine, analisi della distribuzione delle imprese italiane basate su approcci non parametrici “scovano”, a un esame molto ravvicinato nell'intorno della soglia dei 15 dipendenti (non considerando, quindi, il comportamento delle aziende nell'intera distribuzione, ma solo in prossimità del discrimine normativo), un'incidenza di quest'ultima che si esplicita in una resistenza delle imprese nate con un numero di dipendenti inferiore a 15 ad andare oltre questo limite (cfr. Basile e de Nardis, 2003, che utilizzano dati ISTAT).

Nel presente lavoro si intende fornire nuova evidenza empirica su dimensione e significatività degli effetti che il duplice regime istituzionale indotto dalla normativa (il fatto, cioè, che le unità produttive si trovino sopra o sotto la soglia dei 15 addetti) potrebbe determinare sulla crescita dimensionale media delle imprese italiane. L'approccio si differenzia dai precedenti seguiti nella letteratura (che si basano in generale su analisi della distribuzione delle imprese e stime della probabilità di transizione da una classe dimensionale all'altra). Esso consiste nell'applicazione di metodi di valutazione che forniscono una soluzione metodologica alla critica dell'endogeneità. L'ipotesi è che le imprese si autoselezionano rispetto alla dimensione aziendale. Tale processo, in larga parte endogeno alle unità produttive, dipende da fattori osservabili e/o non osservabili di varia natura, relativi sia al contesto socio-economico (mercati di sbocco, ciclo economico, settore di attività, ecc.) sia a variabili interne all'impresa e/o inerenti alle caratteristiche dell'imprenditore (struttura organizzativa e proprietaria, strategia aziendale, capacità imprenditoriali, ecc.).

Questa ipotesi è largamente presente nella letteratura sulla crescita dimensionale delle imprese. Con riferimento al caso italiano, Traù (1999, pag. 42), cita “ulteriori fattori di condizionamento di carattere esogeno, che agiscono nel senso di ridurre la propensione delle imprese ad espandere la scala delle proprie attività anche quando ciò possa costituire una scelta efficiente” e “...motivazioni

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.

di carattere soggettivo che possono essere ricondotte a un principio di *willingness to grow*". L'obiettivo della nostra ricerca è quindi pervenire a una stima consistente dell'impatto dei vincoli nomativi sulla crescita dimensionale di un campione di imprese italiane, controllando per le diverse determinanti di questo fenomeno. Tale impostazione si traduce nella specificazione e nella stima di una funzione di appartenenza che descrive il posizionamento delle unità produttive sopra o sotto la soglia dei 15 addetti. Quest'ultima è definita con riferimento all'anno 1999 (periodo iniziale della nostra osservazione) ed è specificata come una variabile dicotomica, che prende valore uno se la singola impresa apparteneva (nell'anno base) al sottoinsieme di unità campionarie fino a 15 addetti, zero per valori dimensionali superiori. Tale segmentazione identifica anche i due diversi assetti istituzionali.

Le ripercussioni di questa dicotomia sono valutate con riferimento al tasso di crescita medio annuo osservato sul periodo 1999-2002. In 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.

In un secondo esercizio, abbandoniamo l'ipotesi di autoselezione delle aziende e conduciamo l'analisi di impatto della regolazione sulle dinamiche di crescita dimensionale assumendo un meccanismo di allocazione rispetto alla soglia dei 15 addetti interamente deterministico. In particolare, il posizionamento rispetto a tale soglia non è regolato da un processo decisionale endogeno all'unità produttiva ma è invece il risultato della rigida applicazione della norma. Tale valutazione è condotta introducendo una metodologia nota in letteratura come *Regression Discontinuity Design* (Campbell, 1960).

Per tenere conto dei problemi di misurazione, dovuti alla non univoca determinazione della soglia dei 15 addetti, si sono specificate nelle equazioni, in analogia a quanto fatto da Garibaldi *et al.* (2003), *dummy* puntuali relative a dimensioni aziendali nell'intorno della soglia dei 15 (ad esempio, da 13 a 16 addetti) che consentono di stimare tali ulteriori effetti differenziali.

L'impostazione seguita nella nostra analisi empirica ha comportato di tenere conto, oltre alla regolamentazione del lavoro, di diverse possibili determinanti delle dinamiche aziendali. Si è quindi dovuto disporre di una varietà di informazioni a livello di impresa - relative alle caratteristiche personali dell'imprenditore per approssimarne le attitudini individuali (età, titolo di studio, data di inizio dell'attività imprenditoriale), alle modalità di nascita dell'impresa (trasferimento in eredità, *spin-off*, ecc.), all'età dell'impresa, al grado di complessità organizzativa (*staff-ratio*) - non facilmente reperibili, in modo omogeneo, nelle statistiche ufficiali. A questo scopo si è 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 molteplici variabili che

consentono di controllare il comportamento di impresa per quanto riguarda le decisioni di crescita dimensionale. Poiché tali domande hanno richiesto risposte retrospettive al 1999, la base dati su cui si è lavorato ha la natura di un *panel* di imprese, osservate nell'arco di tempo 1999-2002

Il lavoro è organizzato come segue: la sezione 2 presenta una rassegna dei principali fattori di condizionamento della crescita dimensionale delle imprese rilevati nella letteratura più recente. Si descrivono, inoltre, la modalità di rilevazione dei dati, la costruzione di un *panel* di imprese e la struttura della base di dati. Nella sezione 3 si presenta la principale evidenza empirica. Il paragrafo 4 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 è, pertanto, rappresentabile con un meccanismo stocastico del tipo *random walk*. Tale visione appare coerente con la nota legge di *Gibrat*, che stabilisce, com'è noto, l'indipendenza tra dinamica di crescita e dimensione dell'impresa⁴.

Secondo l'altro filone la dimensione di impresa è condizionata in modo permanente da una serie di fattori interni dell'impresa o esterni ad essa, tra i quali trova posto anche la regolamentazione del mercato del lavoro. Nel seguito si fa cenno ad alcuni di essi (Kumar, Rajan, Zingales, 2002), dove i suddetti fattori sono suddivisi in tre gruppi: organizzativi, tecnologici e istituzionali secondo il riferimento, rispettivamente, alle variabili di controllo e organizzative, alla funzione di produzione o all'ambiente istituzionale e normativo nel quale l'impresa opera. Nel modello da noi utilizzato (vedi paragrafo 3) si controlla per alcuni di questi fattori.

⁴ Una recente rassegna della letteratura empirica sull'argomento è contenuta in Lotti, Santarelli e Vivarelli (1999).

Tra i processi organizzativi e di controllo dell'impresa, vanno annoverate le modalità alternative alla crescita dimensionale della singola unità produttiva particolarmente rilevanti nel nostro paese, quali la formazione di un gruppo e la localizzazione in un distretto industriale (Carone e Iacobucci, 1999). Un gruppo di imprese è, in questo contesto, il risultato di un processo organizzativo, nel quale risulta più efficiente la distribuzione del lavoro tra più unità e che è preferito a configurazioni alternative, quali l'impresa multidivisionale.

Un distretto industriale, costituito, com'è noto, da imprese di piccola dimensione, è il risultato dell'elevata specializzazione (orizzontale e/o verticale) delle imprese e dell'assenza di barriere all'entrata: la crescita avviene per 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'impresa. L'azienda familiare (caratterizzata per l'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, la quale non è pertanto più incentivata alla crescita.

Un altro fattore potenzialmente in grado di frenare l'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.

Una relazione importante è quella tra dimensione d'impresa e la sua età, il che implica un determinato sentiero di crescita connesso con il ciclo di vita dell'unità produttiva. In Evans (1978) l'aumento della dimensione è inversamente proporzionale all'età dell'impresa.

L'espansione dimensionale, soprattutto per le imprese "manageriali", comporta un ambiente di complessità crescente, per fronteggiare il quale l'abilità del capitale umano dell'imprenditore gioca un ruolo rilevante. Oltre a ipotizzare una relazione positiva tra abilità imprenditoriali e dimensione d'impresa, tali considerazioni inducono ad investigare le ragioni della scelta individuale di divenire

⁵ Si veda Pagano e Panunzi (2003) su La voce.info e la bibliografia ivi citata.

imprenditore (rispetto alla preferenza verso il lavoro dipendente), in quanto possono spiegare la qualità dell'offerta imprenditoriale⁶.

Infine l'ampiezza del mercato di sbocco influisce sulla specializzazione dell'impresa, come era stato messo in evidenza già da Smith, e pertanto contribuisce a determinarne la dimensione delle imprese, ma il verso della relazione non è univoco (Kumar, Rajan, Zingales, 2002).

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 l'efficienza dei mercati finanziari (Scannagatta, 1999). 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.

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, che si rivolge a circa 4.000 imprese manifatturiere ed estrattive, una parte riguardante le determinanti della crescita dimensionale di quelle più piccole. Tale sezione di domande è stata rivolta alle sole imprese con un numero complessivo di addetti inferiore alle 50 unità (oltre 2.500 unità produttive). L'indagine rileva informazioni sia quantitative sia qualitative con riferimento al periodo compreso tra il 1999 e il 2002. La presenza di domande retrospettive relative all'anno 1999 fa sì che le imprese intervistate costituiscano un *panel*. 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. E' da sottolineare che, nel tentativo di approssimare quanto più possibile la lettera della legge, 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'analogha 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

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.

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

Variabile	Osservazioni	Media	Std. Dev.	Min	Max
N. addetti in complesso (2002)	2572	19.338	12.282	5	112
N. addetti dipendenti a tempo indeterminato (2002)	2572	17.274	11.783	1	50
<i>Proxy</i> del lavoro flessibile nel 2002	2572	2.064	5.876	0	100
N. addetti in complesso (1999)	2572	22.277	14.006	4	141
N. addetti dipendenti a tempo indeterminato (1999)	2572	17.319	12.298	1	80
Dirigenti (%)	2572	3.444	6.897	0.125	80
Impiegati (%)	2572	19.058	17.156	3.297	100
Operai (%)	2572	77.497	18.554	0	100
Variazioni numero dirigenti	2572	-0.006	0.252	-1	1
Variazioni numero impiegati	2572	0.072	0.471	-1	1
Variazioni numero operai	2572	-0.069	0.624	-1	1
Variazioni numero collaboratori	2572	0.058	0.369	-1	1
Acquisizioni altre aziende	2572	0.038	0.191	0	1
Anno di costituzione	2572	1976	16.584	1900	1999
MODALITA' DI NASCITA DELL'IMPRESA:					
Iniziativa di dipendenti appartenenti ad altra impresa	2572	0.089	0.285	0	1
Iniziativa diretta del titolare	2572	0.514	0.500	0	1
Ditta familiare	2572	0.240	0.427	0	1
Altro	2572	0.013	0.114	0	1
FORMA GIURIDICA					
Società per azioni	2572	0.680	0.467	0	1
Società di persone	2572	0.232	0.422	0	1
Altro (società cooperative, ecc.)	2572	0.035	0.183	0	1
Cambiamento di forma giuridica	2572	0.084	0.277	0	1
Appartenenza ad un gruppo	2572	0.089	0.284	0	1
Variazioni dell'appartenenza ad un gruppo	2572	0.081	0.273	0	1
Appartenenza a un distretto/rete/sistema locale	2572	0.054	0.226	0	1
Divisione tra proprietà e controllo	2572	0.092	0.289	0	1
DATI RIGUARDANTI L'IMPRENDITORE:					
Età dell'imprenditore	2572	53.910	10.828	21	80
Età in cui ha iniziato a lavorare	2572	20.407	4.282	14	57
TITOLO DI STUDIO DELL'IMPRENDITORE:					
Nessuno	2572	0.002	0.039	0	1
Licenza elementare	2572	0.066	0.248	0	1
Diploma di scuola media inferiore	2572	0.199	0.399	0	1
Diploma/Licenza di scuola media superiore	2572	0.388	0.487	0	1
Laurea o dottorato	2572	0.123	0.329	0	1

Fonte: ISAE

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, in particolare l'età, gli anni di lavoro e il titolo di studio più elevato conseguito.

L'analisi esplorativa evidenzia le principali caratteristiche del campione preso in esame. 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 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. È rilevante, infine, considerare che 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.

3. L'evidenza empirica: l'influenza della soglia in due esercizi econometrici

L'introduzione di una specifica soglia dimensionale, prevista nella legislazione sui licenziamenti in corrispondenza dei quindici dipendenti, determina di per sé l'esistenza di regimi normativi differenziati. In questa sezione si forniscono evidenze sull'ampiezza e sulla significatività dell'effetto che la diversità dell'assetto normativo intorno ai 15 dipendenti determina sulla crescita dimensionale media delle imprese del campione ISAE; il periodo di riferimento, si ripete, è compreso tra il 1999 e il 2002.

Si applicano due diverse metodologie, che sottendono ipotesi differenti riguardo alla natura del processo di *posizionamento* dell'impresa rispetto a tale soglia. Nel primo approccio, si assume che il meccanismo di allocazione sia, in prevalenza, il risultato di una scelta endogena all'unità produttiva: le decisioni relative al *naturale* processo di crescita dell'impresa (in termini del numero di addetti) sarebbero anche condizionate dalle valutazioni sull'opportunità o meno di superare la dimensione delle unità. Tale metodo si basa sul confronto tra i tassi di crescita medi annui (che costituiscono la cosiddetta variabile obiettivo) di due sottoinsiemi di imprese, individuate a seconda che, nell'anno base (il 1999), siano posizionate sotto o sopra la soglia di riferimento.

Per fare questo, si attinge a metodologie generalmente utilizzate nell'ambito delle valutazioni delle politiche del lavoro, nelle quali si mira a determinare l'effetto di un intervento (definito "trattamento") su un gruppo di individui. Tale effetto è stimato attraverso il confronto con un gruppo

di controllo, ovvero di un insieme di individui (unità) non sottoposte all'intervento ma con caratteristiche del tutto omogenee a quelle degli individui "trattati"⁷. Nel caso in esame, si dispone di due sottoinsiemi che non possono essere considerati perfettamente omogenei perché, nell'anno iniziale, sono costituiti, per definizione, da tipologie di imprese "diverse" (quelle sotto e quelle sopra la soglia); l'esperimento *in vitro* richiederebbe, invece, che si disponesse di due insiemi di imprese uguali in tutto, anche per l'aspetto dimensionale, ma di cui uno soltanto soggetto alla normativa. Per tener conto di questo limite analitico si adotta anche un secondo approccio, in cui il posizionamento dell'unità produttiva rispetto alla soglia dei 15 addetti è ipotizzato come del tutto deterministico: sulla base della stretta applicazione della norma, le unità produttive sono assegnate al sottoinsieme superiore (inferiore) alla soglia prevista dalla normativa a seconda che il numero complessivo di addetti a tempo indeterminato sia, nell'anno base, maggiore di 15. I risultati ottenuti attraverso entrambi gli esercizi portano, come si illustra di seguito, a identificare contenuti, anche se statisticamente molto significativi, effetti di "dissuasione a crescere", per le unità produttive di dimensioni appena al di sotto del limite istituzionale.

3.1 *Dinamiche di crescita e scelta endogena del regime istituzionale*

In questo esercizio, la dinamica di crescita delle unità produttive è analizzata con riferimento alla scelta del contesto normativo nel quale l'impresa intende operare. Si suppone, in altri termini, che le unità produttive modifichino la propria dimensione non soltanto in risposta a eventi interni ed esterni (ad esempio, *shock* di domanda), ma anche in base a valutazioni di opportunità in merito al quadro regolatorio relativo ai licenziamenti individuali. Nell'ipotesi di un'effettiva incidenza della normativa, è presumibile che le imprese effettuino una scelta circa la loro collocazione rispetto alla soglia dei quindici dipendenti. In questo schema, la variazione della dimensione delle imprese è quindi condizionale anche alla scelta di posizionamento rispetto alla soglia in esame. A tale scopo vengono stimate, simultaneamente, due equazioni: la prima spiega le decisioni circa la crescita dimensionale delle imprese anche in funzione della scelta di posizionamento, a sua volta descritta nella seconda equazione (*control function*)⁸. Formalmente, il modello sottoposto a verifica empirica è il seguente:

$$\begin{aligned} \Delta \mathbf{n} &= \alpha + \mathbf{X}_1 \beta_1 + \mathbf{X}_2 \beta_2 + \delta \mathbf{I} + \nu \\ \mathbf{I} &= \gamma + \mathbf{X}_1 \Gamma_1 + \mathbf{Z} \Gamma_2 + \varepsilon \end{aligned} \tag{1}$$

⁷ Si veda, ad esempio Rosenbaum e Rubin (1983), Ichino e Becker (1995), O'Higgins (1994). Per recenti applicazioni al caso italiano si veda O'Higgins (1997).

⁸ Il riferimento è alla ampia metodologia utilizzata per la stima di effetti dovuti all'adozione di politiche pubbliche (Heckman, 1979).

dove Δn è l'equazione di crescita, \mathbf{I} è la funzione che descrive il posizionamento rispetto alla soglia istituzionale, \mathbf{X}_1 è una matrice di variabili esogene comuni alle due equazioni, \mathbf{Z} una matrice di variabili esplicative inserite nella sola equazione di scelta.

Attraverso questo modello si assume che i due processi decisionali presentino delle determinanti comuni, connesse a fattori osservabili e/o non-osservabili. Se tale ipotesi venisse confermata dai dati, l'omessa o erronea specificazione del processo di allocazione rispetto al limite stabilito dalla legge, condurrebbe a un'inferenza non-robusta e inconsistente dell'impatto della normativa sulla variabile obiettivo (tasso di crescita medio annuo), inficiando, in tal modo, eventuali conclusioni di *policy*⁹.

Per le imprese sotto la soglia, la prevalenza (e significatività) di fattori del tipo convenienza a rimanere piccoli piuttosto che quelli di resistenza a crescere non può ovviamente essere definita *a priori*, ma è il risultato dell'analisi empirica. Si può osservare che la funzione di scelta (o di posizionamento) dipenda soprattutto da informazioni interne all'impresa, come quelle relative all'organizzazione e alla proprietà (ad esempio, appartenenza a un gruppo o a un distretto industriale, separazione tra proprietà e controllo), alla strategia di medio-lungo termine dell'imprenditore (o del *management*) e alle singole capacità imprenditoriali (capitale umano, propensione al rischio). Si tratta, come già detto, di variabili analoghe a quelle utilizzate per spiegare la crescita dimensionale delle unità produttive¹⁰.

Nel modello in esame, il posizionamento rispetto alla soglia, che sottende fattori non osservati connessi a valutazioni di resistenza/convenienza a crescere, è descritto attraverso una variabile indicatrice \mathbf{I} costruita sulla base della dimensione dichiarata dalle imprese nel 1999 (ovvero, all'inizio del periodo di osservazione). Essa assume valore 1 se le unità produttive di riferimento presentavano una dimensione inferiore a 16 (in termini di addetti a tempo indeterminato), 0 in tutti gli altri casi. Empiricamente, l'obiettivo è di condizionare la crescita media annua osservata lungo il periodo 1999-2002, rispetto all'appartenenza a uno dei due sottoinsiemi "sopra/sotto la soglia" nell'anno iniziale del periodo di osservazione. La stima dell'intero modello è riportata nella tavola 2. Nell'ultima colonna sono illustrati i risultati relativi alla propensione stimata delle imprese a posizionarsi sotto la soglia dei quindici addetti. Come si vede, la collocazione sotto la soglia dei 15

⁹ Ad esempio, la non convenienza a crescere può favorire il posizionamento sotto la soglia di imprese caratterizzate da dinamiche di crescita più contenute. In tal caso, l'effetto stimato della regolazione risulterebbe distorto verso il basso. Formalmente, in presenza di determinanti non osservate, comuni sia alla variabile di *outcome* (tasso di crescita) sia alla scelta di *posizionamento*, la distorsione risulta pari a $\rho\sigma \left[\frac{\phi(\beta'x)}{\Phi(\beta'x)\{1 - \Phi(\beta'x)\}} \right]$, dove ρ è il coefficiente di

correlazione tra i residui delle due equazioni e definisce il segno dell'espressione.

¹⁰ Pur non essendo necessario imporre vincoli di esclusione sui parametri per rendere il modello identificato, in questo lavoro la funzione di controllo è specificata con riferimento ad alcune variabili riguardanti l'imprenditore, non inserite nella funzione di crescita.

addetti dipende inversamente dall'età delle imprese. Essa non sembra favorita dall'accentramento, in un'unica mano, della proprietà e del controllo dell'impresa (caratteristica distintiva dell'impresa familiare). Le modalità di nascita delle unità produttive (iniziativa del titolare, ditta familiare ricevuta in eredità, *spinoff*) non forniscono, tuttavia, un contributo significativo alla spiegazione della decisione di posizionamento. L'adesione ad un gruppo, contrariamente alle attese, non sembra favorire la scelta di mantenere le imprese al di sotto della soglia, ad eccezione delle unità produttive in prossimità dei 15 addetti¹¹. Tra le variabili inerenti ai processi organizzativi, assumono particolare rilevanza quelle relative alla forza lavoro interna all'impresa. La prevalenza di operai sul totale degli addetti si accompagnerebbe a caratteristiche tecnologiche delle imprese in prevalenza collocate al di sotto della soglia, mentre la maggiore incidenza di impiegati e dirigenti costituirebbe un segnale di maggiore complessità organizzativa, connessa solitamente con la maggiore dimensione. L'evidenza desunta dai dati, tuttavia, non ha indicato tali effetti come rilevanti ai fini della scelta del regime istituzionale. Anche la variabile che denota la forma giuridica presenta il segno atteso: la tipologia "società per azioni" è correlata positivamente in misura significativa con il posizionamento sopra il limite dei 15 addetti. Le variabili relative alle caratteristiche dell'imprenditore presentano un soddisfacente potere esplicativo. L'età, assimilabile a una *proxy* di esperienza e/o di abilità imprenditoriali, assume nella funzione di scelta un segno negativo e significativo. Per quanto riguarda il titolo di studio dell'imprenditore, si rilevano più elevate probabilità di posizionarsi sopra la soglia in corrispondenza di titoli di studio più elevati (diploma). Quest'evidenza sembra avvalorare l'ipotesi secondo la quale l'espansione dimensionale, soprattutto per le imprese "manageriali", comporta un ambiente di complessità crescente, per fronteggiare il quale l'abilità del capitale umano dell'imprenditore gioca un ruolo rilevante.

Per quanto riguarda, invece, l'equazione relativa alla crescita media annua della dimensione aziendale nel periodo 1999-2002, essa è correttamente specificata e fornisce un'evidenza non distorta. La stima è stata condotta con riferimento a un campione di imprese con almeno 10 addetti, escludendo quindi quelle di piccolissima dimensione. Le motivazioni a sostegno di tale selezione sono da ricercarsi, da un lato, nella forte concentrazione di imprese artigiane nelle fasce dimensionali al di sotto dei dieci addetti¹², dall'altro, nella necessità di centrare il *focus* quanto più possibile nei pressi della soglia cui siamo interessati.

Nelle prime tre colonne della tabella 2, si riportano i risultati corrispondenti alla stima del modello in tassi di crescita considerando specificazioni alternative dell'equazione di interesse.

¹¹ Infatti l'effetto del parametro relativo all'interazione delle due variabili (gruppo e *dummy* dimensionale) presenta risultati statisticamente significativi.

¹² Tale evidenza è stata desunta dall'archivio ASIA considerando l'incidenza percentuale delle imprese artigiane in corrispondenza delle unità produttive di piccolissima dimensione (fino a 10 addetti).

Tabella 2 – Stima congiunta dell'equazione di crescita e della scelta di appartenenza alla classe dimensionale di addetti inferiore ai 15 dipendenti

	Tasso di crescita 1999-2002			Appartenenza(**)
	(1)	(2)	(3)	
Costante	15,916 (0,000)	12,411 (0,000)	15,716 (0,000)	0.822 (0,000)
dipendenti 1999 (a tempo Ind.)	-0,380 (0,000)	-0,337 (0,000)	-0,375 (0,000)	
Età dell'impresa				-0,091 (0,000)
Modalità di nascita dell'impresa				
iniziativa del titolare	-0,560 (0,374)	-0,672 (0,285)	-0,560 (0,380)	
ditta familiare	-0,942 (0,162)	-1,036 (0,124)	-0,942 (0,165)	-2,035 (0,788)
Spinoff				-3,173 (0,775)
Altre modalità	0,601 (0,503)	0,517 (0,568)	0,577 (0,524)	6,429 (0,564)
Appartenenza a gruppi				
distretto industriale	-0,301 (0,720)	-0,298 (0,721)	-0,332 (0,693)	
gruppo/rete/sistema locale nel 2002	-0,599 (0,051)	-0,635 (0,334)	-0,572 (0,388)	81,403 (0,004)
gruppo/rete/sistema locale nel 1999				-30,723 (0,008)
Composizione manodopera				
impiegati (%)	0,027 (0,053)	0,026 (0,056)	0,027 (0,053)	0,004 (0,828)
dirigenti (%)				0,031 (0,565)
variazione dirigenti 99/02	4,219 (0,000)	4,205 (0,000)	4,231 (0,000)	
Proprietà/forma giuridica				
impresa familiare	1,407 (0,028)	1,449 (0,026)	1,230 (0,052)	-9,455 (0,377)
Impresa familiare (dip99=15)	-2,267 (0,052)	-2,759 (0,218)	-0,202 (0,854)	
Spa	1,169 (0,002)	1,899 (0,001)	1,737 (0,002)	-57,392 (0,000)
Titolo di studio imprenditore				
licenza media inf.				1,012 (0,912)
diploma/licenza media sup.	0,221 (0,603)	0,275 (0,514)	0,182 (0,669)	10,432 (0,039)
laurea (dottorato)	1,108 (0,107)	1,123 (0,094)	1,009 (0,134)	-12,484 (0,709)
Età				-1,252 (0,000)
Anni di lavoro	-0,104 (0,044)	-0,104 (0,043)	-0,103 (0,046)	
Variabili di contesto				
turnover (1999)	-5,464 (0,597)	-6,313 (0,538)	-5,367 (0,603)	
propensione all'export (1999)	1,395 (0,469)	1,470 (0,445)	1,343 (0,485)	
tasso di disoccupazione (1999)	-0,022 (0,076)	-0,024 (0,170)	-0,024 (0,716)	-1,720 (0,056)
1 / dipendenti 1999 (a temp. Ind.)	-174,7 (0,000)	-120,7 (0,000)	-170,3 (0,000)	
tasso di irregolarità iss (1999)				307,324 (0,003)
dotazione infrastrutture				0,023 (0,012)
tshold99	6,732 (0,000)	4,233 (0,008)	6,680 (0,000)	
tshold99 x d14, d14 = 1 {dip99=14}	-5,218 (0,001)			
tshold99 x d15, d15 = 1 {dip99=15}		-3,348 (0,364)		
tshold99 x d1415, 1 {dip99=14, 15}			-3,967 (0,016)	
Dummy settoriali	SI	SI	SI	
Dummy regionali	SI	SI	SI	
Numero di osservazioni	1772	1772	1772	
Log(verosimiglianza)	891,825	886,775	889,710	
ρ	-0,272 0,086*	-0,247 0,086*	-0,283 0,085*	
P($\rho>0$) (Wald test)		0,003	0,006	0,002
λ	-0,022 0,007*	-0,020 0,007*	-0,023 0,007*	

Parametri x100; *pvalue* tra parentesi; *: errore standard; **: funzione di appartenenza relativa all'equazione (1).

L'inferenza sulle variabili è coerente con la letteratura consolidata sull'argomento¹³: costituiscono fattori che agevolano l'espansione dimensionale quelli che si accompagnano alla maggiore possibilità di fronteggiare le crescenti complessità organizzative, quali l'aumento dell'incidenza di personale con mansioni dirigenziali (Traù, 1999), l'accumulazione di capitale umano (titolo di studio dell'imprenditore, esperienza professionale), la forma giuridica di società di capitali. Si connotano come fattori di *resistenza* all'aumento del numero di addetti l'appartenenza a distretti industriali (anche se in misura non significativa) e l'acquisizione della ditta in eredità¹⁴. In generale, la natura di *impresa familiare* è positivamente correlata alla crescita dimensionale delle imprese. Tuttavia, tale carattere si riflette negativamente sulle dinamiche di crescita per le sole imprese con meno di 15 dipendenti. Con riferimento alle variabili cicliche e di contesto¹⁵, il grado di turbolenza dei mercati (colto dall'indice di *turnover*) scoraggia (anche se non in maniera significativa) la crescita in dimensione. Un lieve effetto a favore sarebbe prodotto dall'aumento della quota di economia sommersa¹⁶.

Con riferimento alle imprese che nel 1999 erano risultate posizionate al di sotto della soglia dei 15 addetti, il modello stima un differenziale medio di crescita dimensionale positiva compreso tra il 4% e il 6,7% (cfr. in tabella la variabile *tshold99*). Questo risultato, che mostra incrementi dimensionali più sostenuti per le imprese al di sotto della soglia dei 15 dipendenti, porterebbe a escludere l'ipotesi di una significativa riduzione della propensione delle imprese a espandersi per effetto della regolazione sul mercato del lavoro. Tale evidenza però, principalmente, riflette una dinamica *naturale* delle piccole imprese ad espandersi più delle altre; una tendenza che decresce all'aumentare della dimensione iniziale. Effetti di disincentivo a superare la soglia potrebbero, invece, manifestarsi nella forma di discontinuità di tale dinamica in un intorno prossimo al limite dei quindici dipendenti. Ciò è colto attraverso variabili *dummy*, specificate come effetti di interazione rispetto alla dinamica media di crescita, riferite a valori puntuali della dimensione aziendale. Nell'interpretazione occorre considerare che il modello in esame include gran parte delle determinanti riferite alla crescita d'impresa. Oltre alle variabili tratte dal questionario *ad hoc* dell'inchiesta e a quelle di contesto, vi è evidenza di un'influenza statisticamente significativa di

¹³ Le equazioni (1)-(3) possono essere considerate come delle relazioni di Gibrat. I parametri stimati relativi alla dimensione aziendale sono coerenti con quelli della recente letteratura per il caso italiano (Lotti *et al.*, 1999).

¹⁴ L'effetto connesso alla creazione di imprese per iniziativa di dipendenti appartenenti ad altra unità produttiva (*spinoff*), per quanto risulti un argomento di particolare interesse per il caso italiano non è stato stimato significativo nell'ambito della presente analisi.

¹⁵ Come noto, l'introduzione di variabili con differenti livelli di aggregazione potrebbe condurre a stime inconsistenti (Moulton, 1990).

¹⁶ Emergerebbe, dunque, un comportamento prociclico dell'economia sommersa. Per un'analisi delle relazioni tra le dinamiche cicliche tra economia sommersa ed economia regolare si veda il rapporto ISAE (aprile 2002) e il lavoro di Busato e Chiarini (2002).

effetti non - osservabili comuni alle due equazioni, quella di crescita in media annua e quella di posizionamento rispetto alla soglia. Il coefficiente di correlazione tra gli errori delle due equazioni è, infatti, significativamente diverso da zero e di segno negativo: esso coglie e corregge la distorsione derivante dalla presenza di endogeneità tra le due equazioni. In tal caso, la semplice regressione dei minimi quadrati avrebbe portato a una sottostima dell'impatto della regolazione sulle dinamiche di crescita.

Avendo controllato anche per questi fattori, le variabili di interazione dovrebbero catturare correttamente gli eventuali effetti connessi all'impatto delle regole istituzionali sulle decisioni di incremento della base occupazionale da parte delle unità produttive. Se influenti, questi dovrebbero tradursi in significative discontinuità delle dinamiche di crescita in un ristretto intorno del valore limite dei 15 addetti, delineando comportamenti di resistenza all'ingresso nel più stringente regime normativo da parte delle imprese collocate in prossimità della soglia.

Tabella 3 – Incidenza della soglia dei 15 addetti sulla crescita dimensionale delle imprese – primo esercizio di stima condotto sui dati dell'indagine *ad hoc* dell'ISAE in tre verifiche dell'effetto soglia (variazioni percentuali).

Classi di addetti	Crescita media delle imprese fino a 15 addetti(*)	Effetto di scoraggiamento (**)	Crescita al netto dello scoraggiamento
	(1)	(2)	
Prima verifica per le imprese con 14 addetti	6,732 (0,000)	-5,218 (0,001)	1,514 (0,386)
Seconda verifica per le imprese con 15 addetti	4,233 (0,008)	-3,348 (0,364)	0,885 (0,049)
Terza verifica per le imprese con 14 e 15 addetti	6,680 (0,000)	-3,967 (0,024)	2,713 (0,126)

Parametri x 100; *p-value* tra parentesi.

(*) Rispetto alla crescita di quelle sopra i 15 addetti: le variazioni percentuali nella colonna (1) rappresentano quindi il differenziale di crescita dimensionale (positivo) stimato, in media, per le imprese sotto i 15 addetti rispetto a quelle sopra tale soglia.

(**) L'effetto di scoraggiamento riduce, di un ammontare indicato nella colonna (2), la crescita dimensionale delle imprese di 14, 15 e 14-15 addetti rispetto alla dinamica stimata per l'insieme delle imprese sotto i 15 addetti, riportata nella colonna (1).

Effetti di interazione, corrispondenti a dimensioni dell'intorno 14-15 addetti, sono stati stimati statisticamente significativi. Essi indicano una contrazione media del tasso di crescita relativo al periodo 1999-2002, pari al 5,2% relativamente alle imprese con 14 addetti (è risultato pari a circa il 4% l'effetto per le dimensioni 14-15 considerate congiuntamente). In altri termini, ciò significa che, sulla base delle stime presentate nella colonna 1 della tabella 3, il differenziale di crescita delle imprese sotto i quindici dipendenti, rispetto a quelle che si trovano sopra questa soglia, si abbassa, in corrispondenza delle imprese con 14 dipendenti, dal 6,7 all'1,5%; sulla base delle stime presentate

nella colonna 3 della tabella 2, tale differenziale si riduce, in corrispondenza delle imprese con 14 e 15 addetti, dal 6,7 al 2,7%. Tali stime non sono risultate significativamente diverse da zero.

Un impatto statisticamente significativo è stato invece rilevato in corrispondenza del valore puntuale della soglia dei 15 addetti, dove la crescita, tenuto conto dell'effetto di scoraggiamento, è risultato pari a circa l'1%¹⁷.

3.2 Dinamiche di crescita e allocazione deterministica delle imprese rispetto alla soglia dei 15 dipendenti.

Un elemento di critica che potrebbe essere mosso al precedente approccio concerne la definizione del meccanismo di selezione delle unità produttive rispetto alla soglia dimensionale. Esso è stato descritto come un processo in prevalenza endogeno all'impresa e non direttamente osservabile: l'azienda controlla la propria dimensione per realizzare un posizionamento ottimale tenendo anche conto dei vincoli esogeni di natura istituzionale. Se tale ipotesi presenta una sua coerenza teorica, dal punto di vista metodologico sembra venire meno una delle condizioni tecniche per l'applicazione della procedura di stima sopra adottata (in letteratura tale condizione è riferita come "*strong ignorability condition*", Rosenbaum e Rubin, 1983). Come già osservato in precedenza, i due sottoinsiemi, sopra e sotto la soglia dei quindici, non risultano infatti completamente omogenei, almeno rispetto alla dimensione aziendale osservata nel 1999¹⁸. In questo caso, la stima di effetti di impatto risulterebbe distorta per l'assenza di indipendenza stocastica tra variabile obiettivo (tasso di crescita medio annuo) e scelta di posizionamento sopra o sotto la soglia dimensionale (*random assignment*).

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 in assenza della legge relativa ai 15 dipendenti. Teoricamente, nel caso di *random assignment* (RA) vale la relazione

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

e, l'impatto del programma è dato da

¹⁷ Per l'interpretazione di tali risultati occorre considerare, inoltre, la presenza di errori di misura, ancorché modesti, nei dati. Si tratterebbe, inoltre, della stima di un effetto connesso alla rigidità della normativa vigente e comunque dipendente dal verificarsi di una condizione rispetto alla variabile "addetti dipendenti a tempo indeterminato", di difficile osservazione. La stessa applicazione della disciplina relativa al regime istituzionale sopra i 15 addetti è soggetta a giudizi discrezionali e non sempre concordanti da parte della magistratura del lavoro.

¹⁸ Tecnicamente, tale circostanza fa venire meno la cosiddetta *region of common support* (Heckman *et al.*, 1997).

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

La condizione di *matching* potrebbe essere comunque soddisfatta considerando un intorno ristretto in prossimità del punto di *cutoff*. E' presumibile, in tal caso, che gli agenti appartenenti a tale insieme, presentino effetti di impatto sulla variabile di outcome analoghi, in presenza e in assenza di trattamento.

In formule,

$$(\Delta \mathbf{n}^T, \Delta \mathbf{n}^{NT}) | \mathbf{dip}_{99} = \bar{\mathbf{I}} - \varepsilon = (\Delta \mathbf{n}^T, \Delta \mathbf{n}^{NT}) | \mathbf{dip}_{99} = \bar{\mathbf{I}} + \varepsilon.$$

Per tenere conto di tale obiezione, si presentano di seguito i risultati di un secondo esercizio di valutazione, condotto adottando una metodologia alternativa che presuppone un meccanismo di selezione prevalentemente deterministico¹⁹. Nel caso in esame, la costruzione dei due sottoinsiemi (0-15) e (16-50) è ottenuto con riferimento al 1999, in funzione di un valore soglia (*cutoff point*) assunto da una variabile continua di riferimento e perfettamente osservabile: la dimensione aziendale. In altri termini, le singole unità produttive sono allocate ai due gruppi essenzialmente controllando se la condizione prevista dalla normativa (numero di addetti a tempo indeterminato maggiore di 15) sia verificata o meno. Anche in questo caso, tuttavia, la variabile appartenenza a uno dei due gruppi non è completamente esogena: essa dipende dalla dimensione aziendale. Inoltre, poiché anche la variabile obiettivo (tasso di crescita medio annuo) è costruita sulla base della stessa informazione, viene meno, anche in questo caso, una delle ipotesi classiche relative al modello statico di regressione lineare, l'indipendenza condizionale tra il termine di errore e una delle variabili esplicative (appartenenza)²⁰.

L'assegnazione ai due sottoinsiemi [0-15], [16-50] avviene sulla base di un meccanismo deterministico tale che $I = I(dip99) = 1\{dip99 < 15\}$, dove *dip99* indica il numero di addetti a tempo indeterminato nel 1999. Poiché anche la variabile obiettivo $\Delta n = \ln(dip02) - \ln(dip99)$ è costruita su *dip99*, ne consegue che $E[u | I, dip99] = E[u | I] \neq 0$ ed eventuali stime OLS per $\hat{\delta}$ risulteranno distorte e inconsistenti. Tuttavia, poiché tale dipendenza è esclusivamente determinata dalla variabile

¹⁹ Si tratta della metodologia nota in letteratura come *Regression Discontinuity Design* (RDD) (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).

²⁰ In particolare, se tale schema è assunto completamente deterministico, si ha un caso particolare di *regression on observables* (*sharp* RDD). Poiché la dimensione aziendale è l'unica variabile che entra nella costruzione (deterministica) di *I*, un modo per pervenire a una stima efficiente di $\hat{\delta}$ (*average treatment effect*) è quello di controllare rispetto alla dimensione aziendale nel 1999 (*dip99*), specificando e includendo $E[u | I]$ come "funzione di controllo" nell'equazione di *outcome*.

“numero di addetti nel 1999”, una soluzione a questo problema consiste nell’inserire nella regressione una funzione della dimensione (ottenuta con metodi parametrici o non-parametrici, lineari o non-lineari). Quest’ultima agisce allo stesso modo di una variabile strumentale, controllando per l’informazione comune sia alla variabile dipendente sia alla *dummy* posizionamento rispetto alla soglia. 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*. Il modello sottoposto a verifica empirica diventa

$$\Delta n = \alpha + \mathbf{X}_1\beta + \delta\mathbf{I} + \mathbf{K}(\mathbf{dip99}) + \mathbf{u}, \quad (2)$$

dove $K(dip99) = 1/dip99$, $1/dip99^2$ è la cosiddetta *control function*. Nel caso in esame, si è adottata un’approssimazione 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 4 si riportano i risultati dell’esercizio di valutazione. Di nuovo, accanto alla variabile *tshold99* si specificano effetti di interazione attraverso *dummy* puntuali rispetto alla dimensione in prossimità della soglia dei 15 addetti. Per quanto riguarda i principali risultati dell’esercizio, si può osservare che la stima con i minimi quadrati ordinari, in assenza di strumenti, fornisce un’inferenza distorta e inconsistente del parametro che dovrebbe cogliere l’effetto sulla crescita aziendale derivante dall’appartenenza all’insieme di imprese con al più 15 addetti. Il coefficiente è stimato con segno negativo. L’introduzione delle variabili strumentali corregge tale evidenza, mostrando un effetto differenziale positivo per le unità produttive con meno di 15 addetti compreso tra 1,8% e 3,5%. Non trova dunque conferma – come verificato anche nell’esercizio precedente basato su un’ipotesi di scelta endogena della collocazione sopra/sotto i 15 – l’ipotesi di un effetto medio negativo sulla crescita dimensionale da parte della normativa vigente. Emerge, però, un’evidenza significativa di una discontinuità dei tassi di crescita osservati in prossimità della soglia dei 15 addetti. Tale risultato è qualitativamente coerente con quello ottenuto con il precedente esercizio.

Tabella 4 – Stime dell'equazione di crescita con variabili strumentali – (sharp RDD)

	Tasso di crescita 1999-2002			
	(1)	(2)	(3)	(4)
costante	2,793 (0,029)	22,488 (0,000)	23,023 (0,000)	21,729 (0,000)
dipendenti 1999 (a tempo Ind.)	-0,205 (0,000)	-0,471 (0,000)	-0,478 (0,000)	-0,470 (0,000)
(età dell'impresa	-0,034 (0,000)	-0,035 (0,000)	-0,034 (0,000)	-0,034 (0,000)
Modi di nascita dell'impresa				
iniziativa del titolare	-0,717 (0,004)	-0,688 (0,006)	-0,716 (0,004)	-0,700 (0,005)
Ditta familiare	-1,103 (0,000)	-0,986 (0,000)	-0,985 (0,000)	-0,974 (0,000)
spinoff	0,482 (0,152)	0,389 (0,244)	0,425 (0,203)	0,326 (0,328)
Appartenenza a gruppi				
gruppo/rete/sistema locale nel 2002	-1,072 (0,000)	-0,977 (0,000)	-0,960 (0,000)	-0,938 (0,000)
distretto industriale	-0,863 (0,005)	-0,847 (0,005)	-0,905 (0,003)	-0,875 (0,004)
Composizione manodopera				
impiegati (%)	0,033 (0,000)	0,035 (0,000)	0,035 (0,000)	0,035 (0,000)
variazione dirigenti 99/02	4,480 (0,000)	4,393 (0,000)	4,427 (0,000)	4,426 (0,000)
Proprietà/forma giuridica				
Separazione proprietà/controllo	0,054 (0,826)	-0,083 (0,735)	-0,102 (0,677)	-0,078 (0,751)
Acquisizioni altre aziende	0,111 (0,744)	-0,007 (0,983)	-0,008 (0,982)	0,021 (0,949)
Società per azioni (spa)	1,397 (0,000)	1,186 (0,000)	1,257 (0,000)	1,195 (0,000)
Variabili relative all'imprenditore				
licenza media inferiore	-0,479 (0,013)	-0,395 (0,039)	-0,382 (0,046)	-0,382 (0,045)
laurea (dottorato)	0,757 (0,002)	0,743 (0,002)	0,669 (0,005)	0,682 (0,004)
Anni di lavoro	-0,104 (0,000)	-0,100 (0,000)	-0,097 (0,000)	-0,098 (0,000)
Variabili di contesto				
turnover (1999)	-18,927 (0,000)	-15,194 (0,000)	-15,158 (0,000)	-14,950 (0,000)
Tasso di criminalità (2002)	-1,189 (0,000)	-1,166 (0,000)	-1,129 (0,000)	-1,144 (0,000)
tasso di irregolarità (1999)	19,630 (0,000)	19,749 (0,000)	20,244 (0,000)	20,321 (0,000)
Propensione all'export	3,946 (0,000)	3,867 (0,000)	3,986 (0,000)	3,971 (0,000)
1 / dipendenti 1999		-3,739 (0,000)	-3,901 (0,000)	-3,341 (0,000)
1 / (dipendenti 1999) ²		15,490 (0,000)	16,746 (0,000)	10,098 (0,000)
tshold99	-2,235 (0,000)	1,824 (0,000)	1,670 (0,000)	3,527 (0,000)
tshold99 x d14 1{dip99=14}		-1,587 (0,000)		
tshold99 x d15 1{dip99=15}	0,835 (0,008)		-0,726 (0,049)	
tshold99 x d1415 1{dip99=14, 15}				-2,436 (0,000)
Dummy settoriali	SI	SI	SI	SI
Dummy regionali	SI	SI	SI	SI
N	1772	1772	1772	1772
R ²	0,116	0,134	0,138	0,141
RMSE	0,077	0,077	0,076	0,076

Parametri x100; *pvalue* tra parentesi.

L'entità dell'effetto di scoraggiamento al passaggio della soglia è, tuttavia, stimata più contenuta rispetto a quanto emerso nel primo esercizio, pur se molto significativa: per le imprese in prossimità dei quindici addetti, l'impatto della regolamentazione determina, a seconda della specificazione, una

minore crescita che varia da -0,7% a -2,4%. Ciò significa che, sulla base delle stime presentate nella colonna 1 della tabella 5, il differenziale di crescita delle imprese sotto i quindici addetti, rispetto a quelle che si collocano sopra questo limite, diminuisce, in corrispondenza dei 14 addetti, dall'1,8% allo 0,2%; esso diminuisce dall'1,7 allo 0,9% per le imprese con 15 dipendenti, dal 3,5% all'1% per le imprese con 14 e 15 addetti (colonna 3 della tabella 5).

Tabella 5 – Incidenza della soglia dei 15 addetti sulla crescita dimensionale delle imprese – secondo esercizio di stima condotto sui dati dell'indagine ad hoc dell'ISAE in tre verifiche dell'effetto soglia (variazioni percentuali).

	Crescita media delle imprese sotto i 15 addetti(*)	Effetto di scoraggiamento (**)	Crescita al netto dello scoraggiamento
	(1)	(2)	
Prima verifica per le imprese con 14 addetti	1,824 (0,000)	-1,587 (0,000)	0,237 (0,549)
Seconda verifica per le imprese con 15 addetti	1,670 (0,000)	-0,726 (0,049)	0,944 (0,008)
Terza verifica per le imprese con 14 e 15 addetti	3,527 (0,000)	-2,436 (0,000)	1,091 (0,001)

Parametri x 100; *pvalue* tra parentesi.

(*) Rispetto alla crescita di quelle sopra i 15 addetti: le variazioni percentuali nella colonna (1) rappresentano quindi il differenziale di crescita dimensionale (positivo) stimato, in media, per le imprese sotto i 15 addetti rispetto a quelle sopra tale soglia.

(**)L'effetto di scoraggiamento riduce, di un ammontare indicato nella colonna (2), la crescita dimensionale delle imprese di 14, 15 e 14-15 addetti rispetto alla dinamica stimata per l'insieme delle imprese sotto i 15 addetti, riportata nella colonna (1).

In conclusione, l'evidenza ottenuta attraverso due metodologie differenti, fornisce conclusioni nel complesso coerenti, anche se la dimensione degli effetti puntuali stimati è diversa; nel caso dell'approccio "deterministico" in particolare, i risultati appaiono conformi con quelli apparsi nella più recente letteratura (cfr. Garibaldi *et al.*, 2003).

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, in particolare, è stata concentrata sulla soglia normativa dei 15 addetti. Si è adottato un modello interpretativo nel tentativo di esplicitare l'influenza delle diverse determinanti delle dinamiche aziendali, a fianco, naturalmente, alla regolamentazione del lavoro. Data l'ingente mole di informazioni necessarie, non disponibili su base omogenea nelle statistiche ufficiali, per controllare il comportamento di impresa per quanto riguarda le decisioni di crescita dimensionale si è fatto ricorso a un'inchiesta ad hoc condotta sul campione ISAE di imprese manifatturiere ed

estrattive. Adottando approcci metodologici diversi, per quanto concerne le ipotesi sottostanti il meccanismo di *posizionamento* delle imprese rispetto alla soglia dei 15 addetti, le stime presentate in questo lavoro evidenziano una moderata dissuasione a espandersi, statisticamente significativa, per le imprese con una dimensione nell'anno di partenza appena inferiore ai 15 dipendenti: a seconda dell'approccio metodologico adottato, tale scoraggiamento, indotto dalla regolamentazione, è misurato da un abbassamento medio del tasso di crescita, per le imprese in prossimità della soglia, compreso tra circa l'1 e il 2,7%.

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 (suddivisione dell'attività in due entità legali). La quota di forza lavoro flessibile svolge probabilmente un ruolo determinante in tali comportamenti elusivi e sarebbe pertanto interessante determinarne l'entità. In prima approssimazione, sarebbe possibile ricostruire, partendo dall'indagine ad hoc dell'ISAE, la variazione del ricorso al lavoro flessibile da parte delle imprese del campione di analisi lungo il periodo 1999-2002. Tale analisi consentirebbe di fornire un ulteriore elemento di valutazione sull'entità dei vincoli imposti dalle norme (ad esempio, vincoli più stringenti in corrispondenza di un aumento del ricorso a contratti flessibili da parte delle imprese in prossimità della soglia dei 15 addetti), costituendo un utile complemento ai risultati attualmente raggiunti. Essa sarà oggetto del futuro sviluppo della nostra ricerca.

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: Esiste la Soglia dei 15 Dipendenti?", mimeo, giugno 2003
- Battistin E. e E. Rettore (2002), “Another Look at the Regression Discontinuity Design”, LABORatorio R. Revelli Working Paper.
- 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.
- 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.
- 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. e W. Van der Klaauw (2001), “Identification and Estimation of Treatment Effects with a Regression-Discontinuity Design”, *Econometrica* Vol. 69, pp. 201-209.
- Heckman 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.
- 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*, Mondatori, Milano.
- Ichino A. e S.O. Becker (2002), “Estimation of Average Treatment Effects Based on Propensity Score” *The Stata Journal*, Vol.2, No.4.
- 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.

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 (1999) "Does Gibrat's Law Hold in the Case of Young Small Firms?", di prossima pubblicazione in *Journal of Evolutionary Economics*, Vol. 14, 2003.

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. (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", mimeo, 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.

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.

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.

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.

Thistlethwaite 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.