

# Dinamiche di selezione nell'industria manifatturiera durante gli anni della crisi: prime evidenze dalla Toscana

Firenze, Luglio 2012

#### RICONOSCIMENTI E RINGRAZIAMENTI

Il presente rapporto è uno dei risultati dei lavori dell'Osservatorio sulle Medie e Grandi imprese della Toscana. Il coordinamento scientifico dei lavori dell'Osservatorio è di Stefano Casini Benvenuti, direttore dell'IRPET.

La realizzazione di questo rapporto è stata curata da: Marco Mariani (IRPET), Elena Pirani (IRPET) ed Elena Radicchi (Università degli Studi di Firenze).

L'allestimento editoriale è stato curato da Elena Zangheri.

## Indice

INTRODUZIONE	5
1. GLI EFFETTI DELLA CRISI SULLA SOPRAVVIVENZA DELLE IMPRESE NELLA RECENTE LETTERATURA	7
2. UNO SGUARDO ALLA TOSCANA PRIMA DELLA CRISI	11
2.1 La base dati dell'analisi	11
2.2 Alcune statistiche sulla sopravvivenza delle imprese	12
3. LA SOPRAVVIVENZA DELLE IMPRESE	15
3.1 La variabile di risultato	15
3.2 La strategia empirica: il modello di Cox	15
3.3 Le variabili associate al rischio di uscita delle imprese	18
3.4 Discussione dei risultati	21
CONCLUSIONI	25
RIFERIMENTI BIBLIOGRAFICI	27



## INTRODUZIONE

Secondo un'opinione assai diffusa, nel periodo della crisi economica di fine anni duemila si sarebbero notevolmente acuiti, nell'industria manifatturiera italiana, i processi di selezione di impresa già innescati dalla forte concorrenza internazionale degli anni recenti. Ciò sembra essere suffragato da evidenze empiriche di varia provenienza, le quali suggeriscono che i processi di fuoriuscita interessano soprattutto le piccole imprese, i settori tradizionali e i distretti industriali. Tali evidenze mettono inoltre in luce che le imprese sono spesso indotte alla chiusura per la situazione di difficoltà finanziaria nella quale si trovano a causa della caduta della domanda mondiale. Sebbene il tema dell'*exit* delle imprese sia al centro di numerosi contributi soprattutto a livello internazionale, sono ancora scarsi i lavori riferiti al periodo della corrente crisi economica. Indubbiamente, si dovrà attendere del tempo prima di poter realizzare una valutazione complessiva degli effetti che la crisi ha prodotto sulla sopravvivenza delle imprese, sia perché in diversi luoghi del mondo, tra cui in Italia, la crisi non si è ancora conclusa, sia perché la ricostruzione del quadro informativo necessario all'indagine economica è ineluttabilmente ritardata dai tempi in cui i dati si rendono disponibili. Nonostante ciò, la questione è oggetto di notevole e comprensibile attenzione, come mostrano diversi studi recentemente pubblicati nel nostro paese, i quali propongono analisi di carattere descrittivo.

Obiettivo di questo lavoro è contribuire al dibattito italiano individuando i principali elementi correlati alla fuoriuscita delle imprese dal mercato nei primi anni della recente crisi, ricorrendo agli strumenti tipici dell'analisi di sopravvivenza, che ad oggi nel nostro paese hanno trovato solo un numero limitato di applicazioni nell'ambito degli studi di economia industriale e dell'impresa, anche al di là del periodo di crisi. Da un lato, gli elementi che prenderemo in considerazione per stimare il rischio di uscita delle imprese riguardano alcune caratteristiche invariabili nel tempo o riferite al momento immediatamente precedente la crisi. Dall'altro, il ricorso a modelli di durata ci permetterà anche di tener conto dell'andamento di alcuni aspetti della performance e della gestione aziendale durante la crisi, come ad esempio la dinamica finanziaria e della liquidità, in modo da verificare quali evoluzioni tendono ad essere rilevanti rispetto alla fuoriuscita. L'applicazione empirica si riferisce alle imprese manifatturiere della Toscana, per le quali si dispone di una sufficiente gamma di microdati. L'analisi mostrerà come siano prevalentemente le imprese dei settori tradizionali a vedere incrementato il rischio di uscita. Inoltre, la selezione interviene in modo marcato sulle fasce meno produttive della manifattura; tuttavia, qualche effetto negativo emerge anche per alcune delle componenti più produttive del tessuto industriale. Questi risultati potrebbero essere legati ad alcune specificità toscane e dunque non essere pienamente generalizzabili a livello sovra-regionale. Riteniamo tuttavia che una analisi sulla Toscana possa rivestire un certo interesse, dal momento che sul fronte delle specializzazioni e delle caratteristiche settoriali e/o distrettuali, come è noto, questa regione si caratterizza per la forte persistenza di specializzazioni tradizionali e per la presenza di sistemi produttivi locali di micro e piccole imprese, elementi che la differenziano rispetto ad alcune aree del nord del paese. Si tratta pertanto di un primo test, che sarebbe interessante e auspicabile replicare a livello nazionale.

Il paper è strutturato nel modo seguente. Nel capitolo 1 passeremo in rassegna i principali contributi empirici che si concentrano sulle dinamiche di selezione innescate dalla recente crisi economica. Nel capitolo 2, dopo aver presentato i dati sui quali effettueremo la nostra applicazione, proporremo alcune statistiche descrittive sulla sopravvivenza delle imprese. Il capitolo 3 è dedicato alla specificazione del modello e alla presentazione dei risultati. Si conclude il paper con una discussione dei principali risultati emersi, cercando tra l'altro di delineare alcune criticità che caratterizzano le imprese sopravvissute.

1.

## GLI EFFETTI DELLA CRISI SULLA SOPRAVVIVENZA DELLE IMPRESE NELLA RECENTE LETTERATURA

A partire dagli anni Ottanta è emerso, nel campo dell'economia industriale, un filone di studi il cui focus è l'analisi della sopravvivenza delle imprese. Tale filone si è spesso avvantaggiato delle opportunità offerte dallo sviluppo di metodologie econometriche specifiche, in particolare i cosiddetti *duration models*. In linea generale, la letteratura empirica si è concentrata sull'analisi di due grandi categorie di variabili collegate alla sopravvivenza delle imprese: quelle interne, ovvero le principali caratteristiche delle imprese, e quelle esterne, attinenti alle specificità contestuali in cui queste si trovano ad operare, come il settore, il ciclo economico e, in misura minore, lo spazio geografico (Manjón e Arauzo, 2008).

Per quanto riguarda i fattori interni, l'attenzione si è concentrata sulla dimensione, sulle fasi del ciclo di vita dell'impresa, sulle caratteristiche societarie e dell'assetto proprietario-imprenditoriale, ma anche su alcuni aspetti di natura strategica, come il grado di internazionalizzazione commerciale o lo svolgimento di attività di R&S e innovazione.

Seppure i risultati siano talvolta tra loro contraddittori, in generale questi studi hanno messo in luce alcune regolarità rilevanti nella comprensione della minore o maggiore capacità di sopravvivenza delle imprese. Per esempio è ampiamente confermato che le piccole imprese possono nel tempo manifestare aspettative di durata in vita più brevi rispetto alle aziende dimensionalmente più grandi (Esteve *et al.*, 2004; Strotmann, 2007), mentre l'età dell'impresa non sembra legata in modo lineare e direttamente proporzionale alla probabilità di sopravvivenza nel tempo, con alcuni autori che trovano una relazione U-inversa, la quale suggerisce l'esistenza sia di una *liability of newness* che di una *liability of senescence* (Esteve e Mañez, 2008). Molto eterogenea è l'evidenza relativa alle caratteristiche societarie, come ad esempio il tipo di responsabilità dei soci, diverso tra società di persone e società di capitali, o anche il carattere domestico o internazionale della proprietà (Harhoff *et al.*, 1998; Mata e Portugal, 2004; Esteve e Mañez, 2008; Ferragina *et al.*, 2010). Inoltre, con riferimento ad innovazione e internazionalizzazione, l'evidenza empirica sembra suffragare l'esistenza sia di un *innovation premium* (Esteve *et al.*, 2004; Cefis e Marsili, 2005; Giovannetti *et al.*, 2011) che di un *exporter premium* (Görg e Spaliara, 2009; Giovannetti *et al.*, 2011).

Più in generale, notevole attenzione è stata dedicata, anche dal punto di vista teorico, a come le dinamiche di selezione industriale colpiscano le imprese meno produttive, determinando così una riallocazione delle quote di mercato in favore delle imprese efficienti (Jovanovic, 1982; Hopenhayn, 1992; Ericson e Pakes, 1995; Melitz, 2003; Asplund e Nocke, 2006). In proposito, le predizioni della teoria hanno trovato diverse conferme sul piano empirico (Bellone *et al.*, 2006; Esteve e Mañez, 2008), con alcuni autori che hanno sottolineato la presenza di un effetto *shadow of death*, corrispondente a livelli di produttività (o di altra performance) modesti o decrescenti negli anni immediatamente prima dell'uscita (Griliches e Regev, 1995; Almus, 2004; Carreira e Teixeira, 2011). Altri, invece, hanno analizzato la relazione tra la dispersione della produttività e la configurazione di mercato (Syverson, 2004a, 2004b), o l'apertura al commercio internazionale (ad esempio Del Gatto *et al.*, 2008 per citare un'applicazione su dati italiani)<sup>1</sup>.

<sup>1</sup> Per una discussione più estesa di questi aspetti si rinvia all'eccellente rassegna di Syverson (2011).

Con riferimento, invece, alle variabili esterne settoriali, gli studi si sono concentrati su aspetti quali la dinamica industriale, le tecnologie, i tassi di entrata, le economie di scala. In breve, la probabilità di sopravvivenza sembrerebbe essere tendenzialmente più elevata per le imprese dei settori a media e bassa tecnologia, con modeste barriere all'entrata e che, infine, si trovano in una fase matura del proprio ciclo di vita (Strotmann, 2007; Agarwal e Audretsch, 2001), sebbene questi risultati dipendano anche da altri fattori, quali per esempio l'età e la dimensione dell'impresa.

Infine, una parte della letteratura ha considerato anche la relazione tra ciclo macroeconomico e sopravvivenza, rilevando che quest'ultima tende ad essere elevata nelle fasi espansive e viceversa, anche dopo avere controllato per altri fattori interni e settoriali (Caves, 1998; Disney *et al.*, 2003; Bhattacharjee *et al.*, 2009; Box, 2008).

Poiché è evidente l'esistenza di un qualche legame tra andamento congiunturale dell'economia di un paese e condizioni di salute del proprio sistema industriale, appare di notevole interesse soffermarsi sull'analisi dell'evoluzione di quest'ultimo in un periodo particolarmente delicato come quello attuale. Tuttavia, ad una analisi della letteratura esistente, risulta ancora limitata l'evidenza relativa al periodo di crisi economica e finanziaria di fine anni duemila, con particolare riferimento alla situazione italiana. La maggior parte degli studi disponibili, soprattutto riguardanti il contesto nazionale, offre analisi empiriche prevalentemente di tipo descrittivo, mentre è poco diffuso, almeno per il momento, il ricorso a strumenti metodologici complessi e articolati, quali i citati modelli di sopravvivenza.

Tra i primi vanno sicuramente annoverati molti degli studi condotti da Istat (2010, 2011), Banca d'Italia (2011), Mediobanca-Unioncamere (2011) e Cerved (2012), i quali offrono un quadro piuttosto completo e ricco della situazione economica e produttiva del Paese, con alcuni focus sulle economie regionali. Da queste evidenze emergono risultati in larga parte attesi, quali una maggiore vulnerabilità delle imprese di piccole (e piccolissime) dimensioni e operanti nei settori del Made in Italy tradizionale, le quali mostrerebbero difficoltà anche nelle fasi di leggera ripresa. Chiaramente il calo della domanda durante la recessione e le difficoltà registrate nei settori tradizionali (sistema moda e meccanica strumentale *in primis*) si riflettono fortemente sulle imprese distrettuali, specializzate appunto in questi comparti (Foresti *et al.*, 2010; Omiccioli, 2009). Secondo alcuni, tuttavia, nel settore manifatturiero forti difficoltà si sono registrate in realtà anche per le imprese di media-grande dimensione (Mediobanca-Unioncamere, 2011). Dal terzo trimestre del 2009, periodo successivo al picco massimo della fase recessiva, ad oggi si rileva un costante e continuo aumento delle procedure di liquidazione e le imprese con il più elevato *insolvency ratio* sono soprattutto le società di capitali del settore manifatturiero tradizionale (Cerved, 2012). Uno dei risultati maggiormente contraddittori rinvenuti nella recente analisi empirica riguarda invece il ruolo giocato dalla capacità esportatrice delle imprese e dalla loro presenza sui mercati internazionali. Se in specifici contesti alcuni studi sembrano accreditare la teoria che le dinamiche di esportazione proteggano le imprese da problemi di copertura degli impegni finanziari rispetto a quelle che operano esclusivamente sul mercato domestico (ad es. Godart *et al.*, 2011), l'evidenza italiana sembra mostrare che le imprese esportatrici sono colpite in misura maggiore dalla eccezionale caduta della domanda mondiale verificatasi nel periodo, seppure mostrando segnali di ripresa (Monducci *et al.*, 2010; Istat, 2010).

Sporadici tentativi, ricorrendo a strumenti metodologici più o meno descrittivi, sono stati fatti al fine di comprendere i meccanismi attraverso i quali la crisi colpisce il tessuto industriale e produttivo dei diversi paesi (Campello *et al.*, 2010). In estrema sintesi, in una fase di calo generalizzato della domanda, di ritardi nei pagamenti della clientela e di crollo del credito, le imprese subiscono una spiccata rarefazione della liquidità. Questa genera la cessione di attivi



per ridurre il debito e una contestuale contrazione degli investimenti portando spesso, se non alla distruzione, ad un ridimensionamento della capacità produttiva delle imprese, compromettendone talvolta la sopravvivenza. Anche a livello italiano, Bugamelli *et al.* (2009) evidenziano che gli aspetti finanziari sembrano attivare un meccanismo di “selezione” che penalizza non soltanto le imprese strutturalmente deboli, ma anche, seppure in misura minore, quelle che avevano intrapreso processi di ristrutturazione. La carenza di liquidità si abbina anche alla incapacità delle imprese di far fronte agli interessi sul debito generando un incremento significativo del rischio finanziario ed impedisce di effettuare nuovi investimenti necessari alla fase di sviluppo dell’attività imprenditoriale. Le imprese con la maggiore esposizione debitoria si sono trovate quindi in grosse difficoltà a fronte della crisi e tra queste potrebbero annoverarsi anche aziende efficienti rese tuttavia vulnerabili dall’inasprimento delle condizioni complessive di finanziamento. In particolare, sono state soprattutto le micro-imprese ad essersi trovate spiazzate da livelli di patrimonializzazione troppo bassi per rispondere ai criteri di selettività e affidabilità introdotti dalle banche (Varaldo e Lamberti, 2009).

Seppure di grande supporto alla ricerca economica e all’analisi congiunturale, gli studi di carattere prevalentemente descrittivo non consentono di valutare in modo globale e completo l’importanza relativa di ciascuna delle caratteristiche delle imprese (ad es. fase del ciclo di vita, dimensione, dinamica settoriale, ecc.) e la misura in cui esse rappresentano fattori di rischio in relazione alla probabilità di sopravvivenza (Giunta e Scalera, 1997). Come detto, ancora scarsi sono i contributi, soprattutto a livello nazionale, che mirano a delineare un profilo di rischio di uscita delle imprese nei recenti anni della crisi globale. Alla luce del quadro delineato, il presente lavoro tenta pertanto di comprendere, mediante l’applicazione degli strumenti statistici tipici dell’analisi di sopravvivenza al settore manifatturiero toscano, le dinamiche d’impresa di fronte alla crisi e di evidenziare i principali fattori che spingono le imprese ad uscire dal mercato. Il ricorso a modelli di durata consente di superare i limiti di una analisi statica introducendo nella modellizzazione non soltanto variabili costanti nel tempo, ma anche variabili che anno dopo anno si modificano, riferite ad esempio alle dimensioni produttive, reddituali o gestionali delle imprese. Particolare attenzione sarà dedicata alla dinamica finanziaria e della liquidità. Il periodo preso in considerazione comprende le diverse fasi in cui la prima fase della crisi si è sviluppata, a partire dalla crisi dei *subprime* americani nel 2007 fino ad arrivare alle gravi ripercussioni sull’economia reale conclamatesi verso la fine del 2008 e nel 2009.



## 2. UNO SGUARDO ALLA TOSCANA PRIMA DELLA CRISI

### 2.1 La base dati dell'analisi

L'analisi che segue è stata condotta su un insieme di 8.727 imprese manifatturiere della Toscana, per le quali abbiamo ricostruito un dataset integrando i bilanci AIDA con i microdati ISTAT sulle esportazioni e con alcune informazioni inerenti lo stato di attività presenti nel Registro delle Imprese delle Camere di Commercio. Come noto, i dati presenti in AIDA si riferiscono principalmente alle imprese che per legge sono tenute alla presentazione di un bilancio, il che porta inevitabilmente ad una sottorappresentazione delle fasce di impresa più piccole, soprattutto in presenza di società di persone o ditte individuali. Nessuna delle fonti dati disponibili nel nostro paese permette tuttavia di evitare questo problema, che pertanto grava su tutti gli studi basati su microdati di bilancio.

Sono state prese in considerazione tutte le imprese manifatturiere presenti in AIDA alla data del 31 dicembre 2006 e che alla medesima data risultavano attive nell'Archivio Statistico delle Imprese Attive (ASIA) dell'Istat e nel Registro Imprese. Per ciascun elemento di questo insieme di soggetti si è poi agito su due fronti. Da un lato, abbiamo verificato nel Registro delle Imprese l'eventuale avvio di una procedura di liquidazione, o il verificarsi di un fallimento, nel corso dei tre anni intercorrenti tra il 1° gennaio 2007 e il 31 dicembre 2009, registrandone la data esatta. In totale il numero di imprese entrate in uscita nel periodo considerato è pari a 719. Dall'altro, abbiamo ricostruito un panel dati 2004-2006, con diverse variabili di bilancio, in modo da profilare le imprese nell'arco del triennio precedente la crisi. Per le imprese sopravvissute il panel è stato completato con i dati relativi al periodo 2007-2009. Con riferimento alla costruzione del panel, ci siamo trovati in un numero molto limitato di casi ad affrontare il problema in cui, in modo non sistematico, erano mancanti i dati relativi ora ad una ora ad un'altra variabile di bilancio. Allo scopo di colmare queste sporadiche lacune informative (denominate nella letteratura specialistica "mancate risposte parziali"), abbiamo "sostituito" i dati mancanti con la procedura di imputazione multipla *ice* (Royston, 2004), tenendo conto delle problematiche generali evidenziate dagli studi metodologici sul tema (Little e Rubin, 1987; Little 1993). In linea generale, il valore sostitutivo corrisponde alla predizione da modello dei valori mancanti: l'imputazione avviene infatti mediante modello di regressione lineare stimato su un insieme di variabili ausiliarie che può comprendere, tra le altre, la stessa variabile da imputare limitatamente alle osservazioni in cui essa non è *missing*. Il valore sostitutivo è ottenuto attraverso  $m$  ripetizioni del processo, ciascuna delle quali genera un dataset completo, utilizzando allo scopo anche i valori generati e attribuiti negli stadi precedenti del processo stesso<sup>2</sup>.

<sup>2</sup> Nel nostro caso, abbiamo utilizzato come variabili ausiliarie il settore e la stessa variabile oggetto di imputazione con riferimento sia all'anno in corso, sia a quelli precedenti e successivi; inoltre abbiamo impiegato altre variabili logicamente connesse a quella da imputare, considerandone il valore nell'anno di riferimento e in quello precedente. Ad esempio, per imputare gli addetti 2005 sono stati utilizzati: gli addetti 2004 e 2005; il settore; il costo del personale nel 2005; il valore della produzione nel 2005 e nel 2004. Abbiamo svolto  $m=15$  iterazioni del processo di imputazione, considerate un congruo numero in letteratura (Royston, 2004). Il dataset che utilizzeremo in questo lavoro è quello generato nell'ultima (15<sup>a</sup>) ripetizione.

## 2.2

### Alcune statistiche sulla sopravvivenza delle imprese

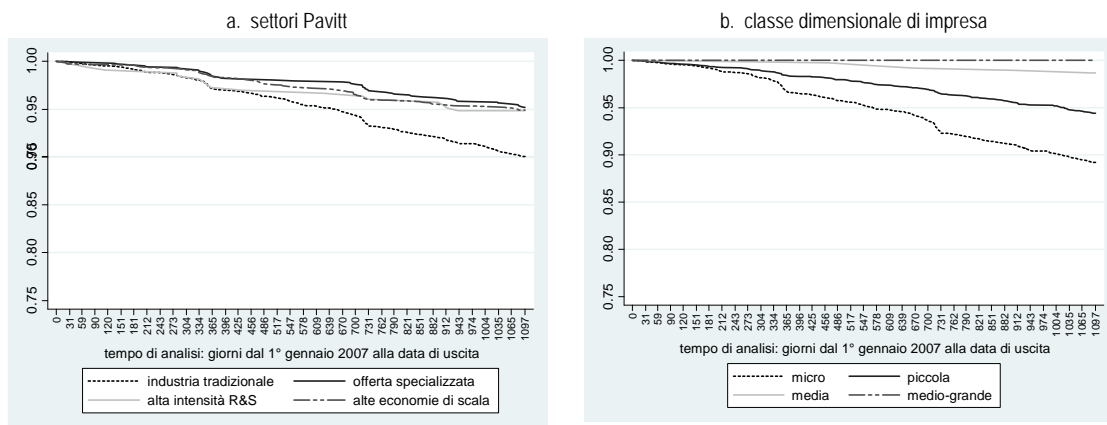
Un aspetto interessante da evidenziare in questa parte introduttiva del lavoro riguarda la diversa probabilità di sopravvivenza che contraddistingue le imprese sulla base di caratteristiche osservate prima della crisi (2004-2006)<sup>3</sup>. Per la stima e la comparazione tra le funzioni di sopravvivenza durante la crisi di alcuni sottoinsiemi significativi di imprese facciamo ricorso al semplice metodo non parametrico di Kaplan e Meier (1958). È evidente che tale confronto, non essendo effettuato a parità di altre condizioni, ha uno scopo meramente introduttivo ad una completa trattazione che verrà presentata nelle prossime sezioni.

Raggruppando ad esempio le imprese per settore *à la Pavitt*<sup>4</sup> osserviamo come siano le aziende della manifattura tradizionale a registrare il calo più vistoso nella probabilità di sopravvivenza in tutto il periodo considerato (Figura 1a). Gli altri settori presentano funzioni simili tra loro e, in ogni caso, caratterizzate da una minore pendenza. Anche i test statistici svolti confermano l'esistenza di una differenza significativa tra la curva del settore tradizionale rispetto a quelle degli altri comparti, mentre questi ultimi non sono tra loro significativamente diversi.

Se invece raggruppiamo le imprese per dimensione (Figura 1b), si può osservare che sono quelle piccole a mostrare funzioni di sopravvivenza che decrescono in modo più rapido e marcato, soprattutto quelle con meno di 10 addetti. Ciò indica che i processi di fuoriuscita sono stati relativamente intensi nel periodo della crisi economica per le imprese piccole e micro, circostanza confermata anche in questo caso dai test statistici. Infine, i medesimi test confermano una differenza significativa anche tra le funzioni di sopravvivenza relative alle fasi iniziali (meno di 10 anni) e successive del ciclo di vita (10 anni e più), in favore delle seconde.

L'insieme delle evidenze fin qui presentate conferma quanto già suggerito dalla letteratura richiamata nel primo capitolo, ovvero l'esistenza di effetti asimmetrici della crisi, in termini dimensionali e settoriali, sul rischio di chiusura delle imprese.

Figura 1  
FUNZIONI NON PARAMETRICHE DI SOPRAVVIVENZA PER SETTORI PAVITT (1A) E PER CLASSE DIMENSIONALE DI IMPRESA (1B)



<sup>3</sup> Per una discussione dettagliata della definizione di sopravvivenza adottata in questo lavoro, si rinvia al paragrafo 3.1.

<sup>4</sup> Secondo la classificazione proposta da Pavitt (1984) l'*industria tradizionale* include alimentare, tessile, abbigliamento e pelli, legno e prodotti in legno, materiali da costruzione e ceramica, coltelleria, utensili e altri prodotti in metallo, apparecchi di illuminazione, mobili e altri manufatti. Il settore con *elevate economie di scala* include meccanica strumentale, macchine e apparecchi elettrici escluso elettronica e illuminotecnica, cantieristica navale e ferroviaria. L'*offerta specializzata* comprende le attività manifatturiere non incluse nelle precedenti classi. I settori ad *elevata intensità di R&S* sono elettronica, strumenti ottici e di precisione, chimica farmaceutica, aeronautica.

Concentriamo ora l'attenzione sulle dimensioni della produttività e della redditività. La prima, approssimata in questo lavoro dal valore aggiunto per addetto<sup>5</sup>, esprime l'efficienza dell'impresa e la sua capacità di generare un valore a remunerazione di diversi fattori produttivi, tra cui il lavoro. In questa ultima accezione, la produttività indica il contributo dell'impresa al benessere sociale. La seconda, che approssimiamo con l'utile netto per addetto, rappresenta la capacità dell'impresa di remunerare gli investitori proprietari, in altri termini di soddisfare, in ultimo, alcuni degli interessi-chiave alla base della nascita e della continuità dell'impresa<sup>6</sup>. Il giudizio sui livelli di produttività e redditività conseguiti da un'impresa dovrebbe ancorarsi ad un qualche valore di raffronto che indichi quali siano i livelli di produttività o redditività medi, ad esempio, delle imprese appartenenti al medesimo settore o aventi comunque qualche altra caratteristica in comune. Noi ci concentriamo sul settore e, per ciascuno di essi, definiamo come "medie" le imprese la cui produttività (o redditività) media nel periodo 2004-2006 ricade nell'intervallo  $\mu \pm 0,5\sigma$ , dove  $\mu$  rappresenta la media osservata per il settore (Ateco a 2 digit) e  $\sigma$  la deviazione standard. Al di fuori di questo intervallo, la cui ampiezza è variabile a seconda del settore considerato in quanto dipende dal valore assunto nel caso specifico dai due parametri, troviamo nella coda inferiore le imprese meno produttive (redditive) e in quella superiore le imprese con migliori performance.

Una volta assegnata ciascuna impresa alla propria classe di performance relativa, aggreghiamo per tutti i settori al fine di costruire i raggruppamenti di produttività (redditività).

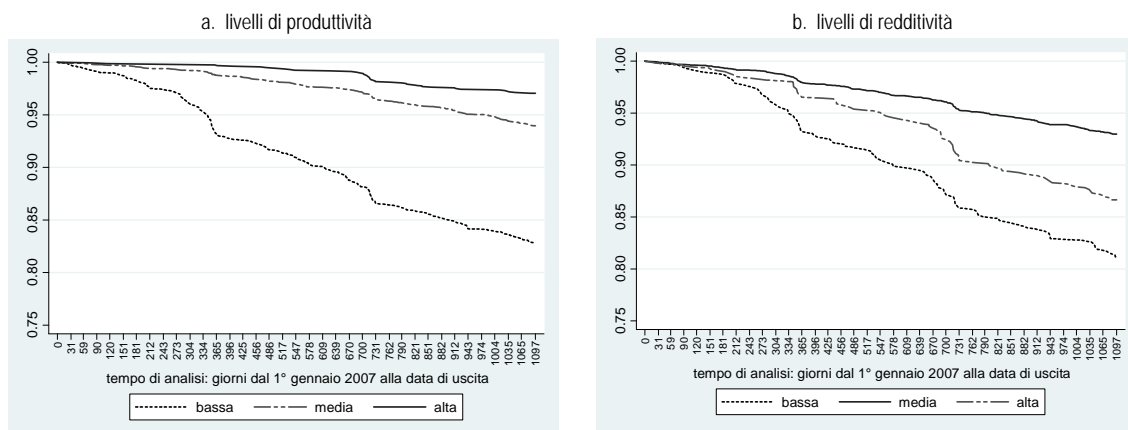
Come si può osservare dalle funzioni non parametriche di Kaplan-Meier rappresentate nella figura 2a, man mano che ci si allontana dal 31 dicembre 2006 la probabilità di sopravvivenza delle imprese meno produttive *ex-ante* decresce in modo rapido rispetto alle imprese "medie" o molto produttive. La degenerazione è particolarmente evidente negli ultimi mesi del 2007, e si intensifica nuovamente a partire dalla metà del 2008 fino a inizio 2009. Questo andamento è piuttosto in linea con i risultati di diverse indagini (es. Banca d'Italia, Cerved, ecc.) che mettono in luce come il momento di massima intensità della recessione sia stato toccato tra ottobre 2008 e marzo 2009.

Analogamente, sul fronte della redditività (Figura 2b) sono i peggiori *ex-ante* a fronteggiare i rischi più elevati. Tuttavia qui si ha un'inversione tra imprese medie e imprese molto redditive, con queste ultime caratterizzate da un marcato peggioramento della funzione di sopravvivenza, presumibilmente dovuto ad una rapida erosione dei vantaggi di redditività durante gli anni della crisi economica.

<sup>5</sup> È noto che l'impiego della produttività del lavoro come indicatore di efficienza dell'impresa presenta alcuni limiti: trattandosi della produttività di un solo fattore, essa può essere influenzata – anche a parità di tecnologia di produzione – da quanto intensamente è utilizzato l'altro fattore, ossia il capitale. Per superare questi limiti, viene spesso scelta la produttività totale dei fattori (TFP). Tuttavia, anche quest'ultima misura, per quanto diffusa, non è esente da critiche (Hulten, 2001, ad esempio, discute le principali). In questo lavoro si è scelto l'indicatore più semplice, ricavandolo direttamente dai bilanci al pari di gran parte degli altri indici utilizzati.

<sup>6</sup> A differenza di altre misure di redditività, quali ad esempio il ROI o il MOL su fatturato, che hanno al numeratore grandezze reddituali relative alla gestione industriale (o caratteristica), l'indice utilizzato approssima più da vicino quanto è percepito dalla proprietà dell'impresa, una volta remunerati anche eventuali prestatori esterni di capitali (attraverso la gestione finanziaria) e soddisfatti gli obblighi tributari. Abbiamo quindi optato per questa grandezza in quanto riteniamo che essa possa rappresentare al meglio l'entità dell'incentivo monetario che spinge o meno l'imprenditore alla continuazione dell'impresa. Un'alternativa a questo indice potrebbe essere il ROE, tuttavia si è preferito qui utilizzare una specificazione dell'indice che fosse il più possibile coerente con quella scelta per la produttività.

Figura 2  
 FUNZIONI NON PARAMETRICHE DI SOPRAVVIVENZA PER CLASSI DI PRODUTTIVITÀ (2A) E REDDITIVITÀ (2B) OSSERVATE EX-ANTE



Poiché il nostro obiettivo non consiste nella mera descrizione delle differenze osservate in termini di sopravvivenza delle imprese, ma comprende anche l'individuazione di fattori esplicativi del rischio di liquidazione, è necessario abbandonare il semplice approccio fin qui utilizzato in favore di un modello di regressione multivariata che consenta di apprezzare il ruolo dei diversi regressori a parità di altre condizioni e di tenere conto del fatto che la liquidazione, qualora si verifichi, può avvenire in momenti diversi nel tempo. Il modello di durata scelto per questo tipo di stima del rischio di liquidazione è quello semiparametrico di Cox (Cox, 1972; Cox e Oakes, 1984).

### 3. LA SOPRAVVIVENZA DELLE IMPRESE

#### 3.1 La variabile di risultato

Nel caso della cessazione dell'attività di impresa, la definizione della variabile di risultato da considerare non è sempre immediata ed univoca. Infatti, la cessazione può avvenire per una pluralità di ragioni, tra le quali fallimento, liquidazione o chiusura volontarie, fusioni o acquisizioni (Schary, 1991). Un certo numero di contributi ha esplicitamente preso in esame alcune di queste opzioni alternative nell'ambito di approcci empirici basati su modelli a rischi concorrenti (si vedano ad esempio Harhoff *et al.*, 1998; Wheelock e Wilson, 2000; Bhattacharjee *et al.*, 2009). Dal momento che i dati a nostra disposizione (Registro delle imprese) non permettono di distinguere con sufficiente chiarezza tra le opzioni alternative di uscita, nella nostra analisi abbiamo scelto di concentrare l'attenzione sulla data di liquidazione dell'impresa. In altri termini, l'evento di interesse è la data di avvio della liquidazione dell'attività, sia essa volontaria o dovuta a fallimento, quindi le aziende sono considerate come sopravvivenenti finché non transitano dallo stato di impresa attiva a quello di impresa in liquidazione.

È chiaro che la soluzione adottata è un compromesso e che l'avvio di una liquidazione non necessariamente implica l'insolvenza, il fallimento o una cessazione imminente dell'attività. Inoltre, la liquidazione da sola non permette di comprendere la natura e la gravità di ciò che accade all'impresa. D'altra parte, considerare i soli fallimenti (sentenza del tribunale) potrebbe essere limitativo per analizzare le dinamiche di uscita. La scelta della liquidazione come evento rilevante porta a considerare diversi tipi di circostanze: essa può riflettere sia situazioni di inizio volontario di una chiusura o dismissione, sia situazioni di gravi difficoltà che impongono la chiusura o la dismissione che emergono sia a prescindere che per effetto di un'eventuale sentenza del tribunale. Nel dataset utilizzato, le liquidazioni coatte dovute a procedura fallimentare rappresentano una quota residuale del totale delle procedure avviate. Nel prosieguo dell'analisi si farà riferimento all'avvio della procedura di liquidazione per indicare l'uscita dell'impresa dal mercato, indipendentemente dalla motivazione che ha portato all'uscita stessa.

Come descritto nel paragrafo 2.1, nella nostra applicazione faremo riferimento a 8.727 imprese toscane attive al 31 dicembre 2006 per le quali sono stati considerati gli avvii delle procedure di liquidazione intervenuti tra il 1° gennaio 2007 e il 31 dicembre 2009. In totale il dataset ricostruito comprende 719 imprese che hanno iniziato una procedura di liquidazione.

#### 3.2 La strategia empirica: il modello di Cox

L'analisi dei dati di durata, o analisi di sopravvivenza, dopo aver trovato applicazione estensiva nella letteratura biometrica ed epidemiologica (Kalbfleish e Prentice, 1980; Cox e Oakes, 1984), si è negli ultimi anni diffusa anche in campo socio-economico. Come anticipato, il nostro obiettivo è la comprensione del *pattern* temporale della sopravvivenza delle imprese e l'identificazione delle covariate che potrebbero essere correlate in modo significativo al rischio di liquidazione. Nell'analisi qui presentata le unità di osservazione sono le imprese; la variabile

di interesse nell'analisi di durata è l'intervallo di tempo che l'impresa trascorre in vita dal momento della sua nascita fino all'eventuale dichiarazione di liquidazione o alla fine del periodo di osservazione (31 dicembre 2009). Nel caso in cui l'evento liquidazione non si sia ancora verificato a fine 2009, la sola informazione disponibile sul soggetto è che la sua sopravvivenza è superiore a quella osservata fino a quel momento, senza sapere tuttavia cosa accadrà a partire dal momento immediatamente successivo. In termini statistici, i nostri dati sono censurati a destra. Tuttavia, poiché la mancanza di informazione sugli eventi successivi è meramente dovuta al concludersi del periodo di osservazione, e tutti gli individui sono censurati allo stesso momento (fisso) nel tempo, siamo nella condizione di poter escludere che esista una correlazione tra ciò che determina la censura e il rischio di uscita. In questa situazione, la censura si dice "non informativa". I problemi causati dai dati censurati vengono superati dall'applicazione del modello di sopravvivenza, il quale non solo considera il fatto che una impresa cessa l'attività, ma anche la lunghezza della sua permanenza in vita. Tuttavia, un'avvertenza è d'obbligo. A fine 2009 il periodo di crisi era lungi dall'essere superato: è quindi verosimile che i suoi effetti sulla sopravvivenza delle imprese abbiano continuato a dispiegarsi, forse in modo anche più consistente, dopo quella data. Questo aspetto potrebbe portare a sovrastimare il tempo di sopravvivenza delle imprese e a sottostimarne il tasso di rischio, soprattutto verso la fine della finestra di osservazione. A causa della indisponibilità di dati più aggiornati, allo stato attuale è purtroppo impossibile ottenere risultati migliori, comprensivi delle fasi successive al 2009. È altresì vero che il nostro obiettivo principale in questo lavoro rimane l'individuazione e l'analisi delle variabili correlate al rischio di uscita delle imprese, piuttosto che la stima della funzione di sopravvivenza in sé per sé.

Per ogni impresa  $i$ , l'intervallo di tempo trascorso nello stato di attività fino all'uscita da tale stato (evento liquidazione) è rappresentato da una variabile casuale  $T_i$ . Le diverse  $T_i$  sono assunte essere indipendenti e identicamente distribuite. La probabilità per una impresa di essere ancora in vita in  $t$  è quindi rappresentata dalla funzione di sopravvivenza  $S(t)$  espressa come  $S(t) = 1 - F(t) = Pr(T > t)$ , dove  $F(t) = Pr(T \leq t)$  è la funzione di ripartizione. Dalla funzione di sopravvivenza  $S(t)$ , è possibile derivare la cosiddetta funzione di rischio o *hazard function*, definita formalmente come  $h(t) = \lim_{dt \rightarrow 0} Pr(t < T \leq t + dt | T > t) / dt$ , dove il numeratore rappresenta la probabilità di subire l'evento liquidazione nell'intervallo  $(t, t + dt)$ , condizionatamente al fatto che l'impresa è sopravvissuta fino a  $t$ .

Seguendo la modellizzazione semiparametrica di Cox (1972), il rischio  $h_i(t)$  affrontato dall' $i$ -esima impresa è una funzione del rischio di base  $h_0(t)$  (*baseline function*) subito da tutte le imprese, trasformato da un set di variabili esplicative  $X$  attraverso un vettore di parametri  $\beta$ :

$$h_i(t) = h_0(t) \exp(X_i \beta) . \quad (1)$$

Questo implica che due imprese affrontano una diversa funzione di rischio se e solo se le loro caratteristiche sono diverse. La forma funzionale esponenziale offre il vantaggio di una conveniente interpretazione dei coefficienti stimati. I tassi di rischio  $e^\beta$  (o *hazard ratio HR*) misurano l'effetto dell'incremento di una unità della variabile esplicative sulla probabilità condizionata di liquidazione sulla base dello scostamento da 1: un tasso di rischio minore di 1 riduce il rischio di un valore pari a  $(1 - HR)\%$ , mentre un tasso di rischio maggiore di 1 lo aumenta di un valore pari a  $(HR - 1)\%$ . Uno dei vantaggi del modello di Cox è quello di non dover fare nessuna assunzione sulla forma funzionale del rischio di base  $h_0(t)$ , che è lasciato libero di adattarsi senza vincoli ai dati osservati. Con questa scelta abbiamo voluto puntare sui pregi legati alla flessibilità del modello, consapevoli del fatto che, allo stesso tempo, essa implica un minore controllo sulla parametrizzazione della *baseline function*. Inoltre, nella stima



del modello di Cox è solamente l'ordine dei tempi di "uscita" che viene coinvolto nella stima, e non i tempi effettivi di per sé.

Nella sua versione base, il modello di Cox è a rischi proporzionali, ovvero la forma che la funzione di rischio assume nel tempo è la stessa per tutte le imprese, mentre l'azione delle covariate sposta verso l'alto o verso il basso il rischio di una quantità costante rispetto a  $t$ , con un effetto proporzionale e invariante nel tempo. Variazioni nelle variabili esplicative si trasmettono solo sulla scala della funzione di rischio, non sulla sua forma che è, per tutte le imprese, proporzionale al rischio di base. Nella nostra applicazione, l'assunzione di rischi proporzionali è stata verificata attraverso il test di Schoenfeld (Cleves *et al.*, 2002) e facendo ricorso ad analisi grafiche (Cleves *et al.*, 2002, Kleinbaum e Klein, 2005), dai quali è emerso che la modellizzazione proposta rispetta l'assunzione di proporzionalità per quasi tutte le variabili esplicative introdotte nel modello<sup>7</sup>.

Nonostante l'arco temporale di osservazione non sia particolarmente lungo, è chiaro che nel triennio considerato la situazione dell'impresa può variare, come testimoniato dai dati di bilancio. Pertanto il modello implementato prevede l'utilizzo di variabili che cambiano nel tempo (variabili *time varying*) le quali ci permettono di meglio modellare il rischio di liquidazione rispetto al trascorrere del tempo, tenendo in considerazione di volta in volta dati aggiornati sull'andamento dell'impresa. Le variabili *time varying* utilizzate sono tratte dai bilanci delle imprese e per ogni anno di osservazione  $t$  si fa riferimento ai bilanci dell'anno precedente ( $t-1$ ). Poiché il rischio di liquidazione è misurato secondo una scansione temporale dettagliata (giorni) mentre i bilanci sono annuali, vi è il rischio di non cogliere pienamente e prontamente le variazioni di informazioni di cui, al contrario, un imprenditore dispone nel momento in cui prende la decisione di avviare la procedura di liquidazione. In questo senso, è possibile che variabile risposta e variabile esplicativa si influenzino reciprocamente dando luogo a problemi di endogeneità che, qualora non adeguatamente controllati, possono portare a inconsistenza delle stime. L'introduzione delle covariate con un certo *lag* temporale rende esplicito il fatto che il rischio ad un certo momento nel tempo possa dipendere da cambiamenti nelle covariate nel periodo precedente e questa soluzione ci mette in parte al riparo da problemi di endogeneità delle variabili esplicative al tempo  $t$ , che potrebbero emergere laddove in  $t$  l'imprenditore abbia informazioni sulla futura realizzazione dell'evento liquidazione (Van den Berg, 2001).

La letteratura econometrica dell'analisi di sopravvivenza pone poi attenzione sulla possibile eterogeneità non osservata ed endogeneità che possono derivare da variabili omesse (Chamberlain, 1985). Quello dell'omissione di variabili è un problema tipico degli studi osservazionali, spesso legato al fatto che queste variabili non sono materialmente osservabili o disponibili. In altri casi, e in parte anche nel nostro, esso può derivare da scelte deliberatamente adottate nella fase di specificazione del modello. Un approccio utile per controllare il problema dell'eterogeneità non osservata è quello di introdurre nel modello di regressione una *shared frailty*, ovvero una componente casuale latente che rappresenta fattori di rischio non osservati specifici a gruppi di imprese e considerati costanti nel tempo. Questo comporta una modificazione della funzione di rischio per le imprese, la quale viene modificata da una componente moltiplicativa  $\alpha_j$ , la *frailty*, comune a tutte le  $i$  unità appartenenti al  $j$ -esimo gruppo. Pertanto la (1) diventa, per la  $i$ -esima osservazione del  $j$ -esimo gruppo:

<sup>7</sup> Sembra emergere, anche se in modo non chiaro e univoco per tutti i test svolti, qualche piccola deviazione dall'ipotesi di proporzionalità per il settore Pavitt, la classe di età dell'impresa e la classe di addetti. Tuttavia, ulteriori analisi effettuate per mezzo di modelli di sopravvivenza stratificati per queste variabili non mostrano sostanziali differenze nei coefficienti stimati, e quindi supportano l'ipotesi di proporzionalità anche per questi indicatori che, seppure non pienamente verificata, rimane sostanzialmente valida.

$$h_{ij}(t)=h_0(t) \alpha_j \exp(X_{ij},\beta) . \quad (2)$$

Poiché uno degli elementi che implica maggiore eterogeneità nel mondo delle imprese è legato alla specializzazione settoriale, al fine di tenerne conto ad un elevato livello di dettaglio ma senza appesantire il modello stesso con un alto numero di parametri, si è scelto di stimare anche un modello contenente una componente casuale legata ai settori di attività economica Ateco a 5 digit. Nel prosieguo verranno quindi presentati e discussi i risultati dei modelli con e senza l'introduzione di questa frailty<sup>8</sup>. Inoltre, si è cercato di affrontare il problema dell'endogeneità potenzialmente dovuta ad ulteriori variabili omesse perché inosservabili seguendo le indicazioni della letteratura metodologica, la quale è favorevole all'impiego sia di durate che di regressori in forma ritardata (Van den Berg, 2001), coerentemente con l'approccio alla causalità proposto da Granger (1969). Pertanto, oltre ai valori delle covariate *time varying* al tempo ( $t-2$ ) introdotti in aggiunta ai valori osservati al tempo ( $t-1$ ), nella nostra applicazione introdurremo tra i regressori la fase del ciclo di vita in cui l'impresa si trova all'inizio del periodo di osservazione, in modo da rappresentare la lunghezza della durata in vita precedente. Pur adottando queste precauzioni, si ricorda che gli effetti di variabili potenzialmente endogene devono essere trattati con cautela, e comunque nel senso di associazione piuttosto che di causalità (Steele, 2005).

### 3.3

#### Le variabili associate al rischio di uscita delle imprese

Il primo insieme di variabili esplicative introdotte nel modello fa riferimento ad una serie di caratteristiche "strutturali" delle imprese, che consideriamo costanti nel tempo (variabili *time constant*), e che sono misurate alla fine del 2006. Esse sono sinteticamente presentate nella tabella 1.

Ci sembra opportuno sottolineare che, introducendo nel modello i raggruppamenti che descrivono i livelli di produttività e redditività delle imprese prima della crisi (cfr. par. 2.2), si intende verificare per quali di essi il rischio di liquidazione aumenta negli anni successivi. In questo modo, si cerca anche di controllare il modello implicitamente per un insieme di ulteriori caratteristiche e propensioni dell'impresa che, essendo perlopiù non osservabili, restano necessariamente omesse nella specificazione, in modo da migliorare la qualità delle stime. In particolare, si è scelto di introdurre un'unica variabile costruita come combinazione dei diversi livelli di produttività e di redditività, con lo scopo di approssimare il grado di efficienza con il quale l'impresa operava prima del 2007, recependo l'idea della letteratura sull'esistenza di un effetto *shadow of death* (e.g. Carreira e Texeira, 2011).

<sup>8</sup> Altre possibili fonti di eterogeneità non osservata, come ad esempio il ciclo di vita dell'impresa o la sua dimensione, sono state testate attraverso la modellizzazione con *shared frailty*. Tuttavia, in questi casi la componente di varianza è risultata essere non significativa. Nel caso dei raggruppamenti di produttività-redditività dell'impresa, si è preferito introdurli come covariata in modo da ottenere esplicitamente la stima dei parametri ed una loro più diretta interpretazione (Steele, 2005).

Tabella 1  
VARIABILI TIME CONSTANT INTRODOTTE NEL MODELLO DI DURATA

Variabile	Descrizione variabile	Modalità	Descrizione modalità	Tipo variabile
Età impresa	Fase del ciclo di vita in cui l'impresa si trova al 31/12/2006	Nuova	Fino a 6 anni	Categorica
		Giovane	Oltre 6 fino a 10 anni	
		Avviata	Oltre 10 fino a 20 anni	
		Consolidata	Oltre 20 anni	
Dimensione	Addetti dell'impresa al 31/12/2006	Micro	Fino a 9 addetti	Categorica
		Piccola	Oltre 9 fino a 49 addetti	
		Medio-grande	Oltre 49 addetti	
Forma giuridica	Modello di governance aziendale, rischiosità del progetto imprenditoriale	Spa		Categorica
		Srl		
		S. Di persone o altro		
Artigiana	L'impresa è artigiana	Si/no		Dicotomica
Export	L'impresa esporta	Si/no		Dicotomica
Distretto	L'impresa è localizzata in un distretto Istat 2001	Si/no		Dicotomica
Settore Pavitt	Settore di appartenenza e traiettoria tecnologica cui è sottoposta l'impresa	Industria tradizionale		Categorica
		Offerta specializzata		
		Alta intensità di r&s		
		Alte economie di scala		
Classi di efficienza	Interazione dei livelli di produttività e di redditività individuati sul periodo 2004-2006 (cfr. Par. 2.2)	Bp-br	Bassa produttività, bassa redditività	Categorica
		Bp-mr	Bassa produttività, media redditività	
		Bp-ar	Bassa produttività, alta redditività	
		Mp-br	Media produttività, bassa redditività	
		Mp-mr	Media produttività, media redditività	
		Mp-ar	Media produttività, alta redditività	
		Ap-br	Alta produttività, bassa redditività	
		Ap-mr	Alta produttività, media redditività	
		Ap-ar	Alta produttività, alta redditività	

La tabella 2 riporta alcune statistiche descrittive di sintesi dell'insieme di imprese analizzato, relativamente alle variabili *time-constant*. La distribuzione delle imprese sulla base delle diverse caratteristiche, in particolare la classe dimensionale e la forma giuridica, risente della base dati utilizzata per la costruzione del campione oggetto di analisi.

Nonostante, come spiegato nel par. 2.1, il nostro insieme di imprese non rispecchi appieno la distribuzione per classe dimensionale della popolazione delle imprese toscane (nella quale il 95% ha meno di 9 addetti), troviamo comunque una rilevante quota di micro o piccole imprese (10-49 addetti). Le società a responsabilità limitata rappresentano l'89% del totale, seguono le società per azioni (9%) e il residuo è rappresentato da società di persone o ditte individuali: questo ulteriore elemento evidenzia chiaramente una sottorappresentazione delle forme giuridiche più semplici rispetto alla popolazione di imprese toscane. Circa un terzo delle imprese del nostro dataset sono state costituite da meno di 6 anni e quasi il 20% da meno di 10. La restante metà delle imprese si divide equamente tra imprese avviate (tra 10 e 20 anni) e imprese consolidate (oltre 20 anni). Al di là della classificazione Pavitt presentata in tabella, dalla quale emerge una netta prevalenza delle industrie tradizionali, i settori di attività economica (Ateco) più incidenti sono il tessile (16%), la concia (13%), la metallurgia (12%), le

cosiddette altre industrie manifatturiere (principalmente oro e mobili: 12%). La meccanica in senso stretto rappresenta l'8% e l'abbigliamento il 7%. Le variabili *time-varying* inserite nel modello, schematizzate nella tabella 3, fanno riferimento sia a caratteristiche strutturali delle imprese sia ad altri aspetti gestionali. Tra i primi abbiamo inserito il fatturato per cogliere la dimensione di impresa in termini di volume di affari e l'utile come descrittore dell'evoluzione reddituale. Tra i secondi, l'attenzione è posta sulla liquidità, gli interessi e il debito, dimensioni sulle quali si è soffermata buona parte della letteratura empirica (cfr. capitolo 1).

Tabella 2  
ALCUNE STATISTICHE DESCRITTIVE

	N. Imprese	Incidenza %
Per dimensione		
Micro imprese (fino a 9 addetti)	4.796	54,96
Piccole (10-49 addetti)	3.506	40,17
Medie o grandi (oltre 50 addetti)	425	4,87
Per forma giuridica		
Ditte individuali/soc. Di persone	166	1,90
Società a responsabilità limitata	7805	89,44
Società per azioni	756	8,66
Per settore Pavitt		
Industria tradizionale	5.741	65,78
Offerta specializzata	1.082	12,40
Alta intensità di R&S	329	3,77
Alte economie di scala	1.575	18,05
Imprese esportatrici	3.976	45,56
Imprese artigiane	1.531	17,54
Imprese localizzate in distretti industriali	4.806	55,07
Per classi di produttività		
Bassa (BP)	2.166	24,82
Media (MP)	4.962	56,86
Alta (AP)	1.599	18,32
Per classi di redditività		
Bassa (BR)	574	6,58
Media (MR)	7.546	86,47
Alta (AR)	607	6,96
<b>TOTALE IMPRESE CONSIDERATE NELL'ANALISI</b>	<b>8.727</b>	<b>100,00</b>

Tabella 3  
VARIABILI TIME VARYING INTRODOTTE NEL MODELLO DI DURATA

Variabile	Descrizione variabile	Tipo variabile
Fatturato <sub>t-1</sub>	Volume delle vendite	Continua
Utile <sub>t-1</sub>	Utile finale (post-imposte) /10.000	Continua
Liquidità <sub>t-1</sub>	Volume delle risorse liquide/1.000	Continua
Copertura (mon/oneri) <sub>t-1</sub>	Copertura degli oneri sul debito da parte dei flussi prodotti dall'impresa	Continua

Nel modello sono stati inseriti anche degli effetti fissi quadrimestrali, che tra l'altro ci permettono di individuare quella parte del rischio che non è direttamente spiegata dai dati individuali e dalla loro evoluzione. Inoltre, alcune variabili – e precisamente il fatto che

l'impresa sia esportatrice o distrettuale – sono state interagite con degli effetti fissi annuali, in modo da evidenziare il diverso *timing* in termini di rischio che caratterizza queste tipologie di impresa.

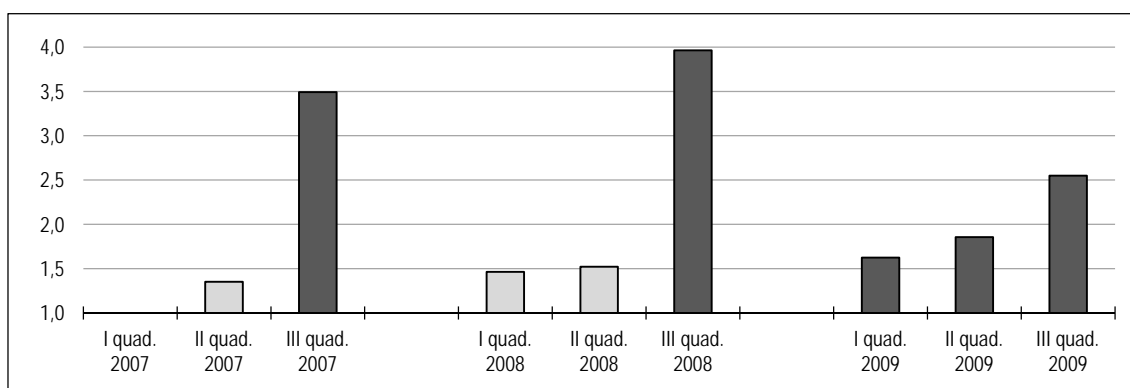
Molteplici formulazioni del modello – con diverse specificazioni delle variabili o della frailty, con e senza ritardate, con diverse variabili di stratificazione – sono state implementate e testate. La valutazione della bontà di adattamento del modello, fatta ricorrendo all'analisi dei residui Cox-Snell (Cleves *et al.*, 2002) e ai consueti indicatori BIC e AIC, ha suggerito la scelta dei due modelli presentati nel successivo paragrafo 3.4, i quali si differenziano per la presenza di una componente casuale sul settore di attività economica ATECO disaggregato a 5 digit. Si fa altresì presente che, in ogni caso, non esistono forti differenze di *fit* tra le modellizzazioni testate, così come nella stima dei parametri, elemento che, tra l'altro, sottolinea la robustezza dei risultati ottenuti.

### 3.4

#### Discussione dei risultati

Come ampiamente spiegato nei paragrafi precedenti, la nostra analisi considera la finestra temporale dal 1° gennaio 2007 al 31 dicembre 2009, che copre la fase iniziale del periodo della crisi economico-finanziaria. L'introduzione di una variabile temporale che scandisce i quadrimestri del triennio considerato consente di meglio delineare il *timing* della crisi. Prendendo il primo quadrimestre del 2007 come riferimento, per il periodo successivo non sembra registrarsi un rischio di uscita dal mercato significativamente più alto, a parità di altre condizioni, mentre un rialzo si ha nell'ultimo quadrimestre 2007 (Figura 3). In linea generale si noti che nella parte finale dell'anno si registrano sempre in media effetti temporali più elevati. Questo aspetto è verosimilmente connesso a motivi legati all'informazione disponibile agli imprenditori in merito alle condizioni dell'impresa. È, infatti, probabile che l'imprenditore decida le sorti dell'impresa solo dopo averne conosciuto gli esiti, cosa che avviene a inizio estate con la chiusura dei bilanci e/o a fine anno quando si effettuano dei consuntivi. Gli effetti della crisi cominciano a manifestarsi negli ultimi mesi del 2008, e diventano particolarmente evidenti per tutto il 2009, quando il rischio di uscita rimane significativo per tutti i quadrimestri, in linea con il fatto che è questa la fase in cui la crisi impatta l'economia reale.

Figura 3  
HAZARD RATIO PER GLI EFFETTI FISSI TEMPORALI QUADRIMESTRALI STIMATI SULLA BASE DEL MODELLO DI COX



Nota: La base-line per gli effetti fissi temporali è rappresentata dal primo quadrimestre 2007 (HR=1). Le barre chiare indicano HR non significativi, mentre per quelle scure la significatività è almeno al 10%.

Passiamo ora a considerare le altre variabili correlate al rischio di liquidazione (Tabella 4)<sup>9</sup>. Per quanto riguarda l'età delle imprese, raggruppata in classi, il modello stimato non mostra differenze statisticamente rilevanti nel rischio di uscita. Se ne deduce che durante il periodo in esame i vantaggi tipici delle imprese più anziane rispetto a quelle più giovani si sono ridotti.

Contrariamente a quanto suggerivano le statistiche descrittive presentate nel paragrafo 2.2, la dimensione delle imprese in termini di addetti non sembra essere un fattore discriminante sul rischio di liquidazione una volta che il modello viene controllato per tutti gli altri indicatori.

La forma giuridica non sembra essere rilevante, mentre il rischio si riduce per le imprese artigiane. Questo secondo aspetto potrebbe essere spiegato dal duplice fatto che queste ultime, da un lato, sono caratterizzate tipicamente da una bassa incidenza dei costi fissi, mentre dall'altro esse rappresentano spesso il progetto di vita dell'imprenditore, che quest'ultimo fatica a rivedere o abbandonare anche quando le condizioni sono particolarmente sfavorevoli.

Per quanto riguarda le imprese esportatrici, al fine di verificare la presenza di effetti temporali differenziati, abbiamo interagito questa caratteristica con i tre anni di calendario. Questo ci permette di mettere in luce che è a partire dal 2009 che le imprese cominciano a subire gli effetti della forte contrazione del commercio internazionale (il relativo *hazard ratio* presenta tuttavia un livello di significatività appena accettabile).

Analogamente, abbiamo interagito anche la dummy distretto con i tre anni di calendario. Le imprese distrettuali registrano un più elevato rischio di uscita, in particolare nei primi due anni considerati, mentre nel 2009 questo svantaggio relativo rispetto alle imprese non distrettuali scompare. Il *timing* del rischio delle imprese distrettuali è in linea con risultati emersi in lavori recenti (ad es. Di Giacinto *et al.*, 2012), che mostrano come le difficoltà dei distretti fossero iniziate già prima del 2007. Peraltro, il risultato evidenziato per i distretti potrebbe riflettere la specificità dei distretti toscani, specializzati nei comparti tradizionali, e non necessariamente quanto è accaduto in altri distretti italiani. Un approfondimento in termini comparativi di questi aspetti sarebbe di grande interesse.

Si noti che nel modello 2, nel quale è introdotta la *frailty* sul settore Ateco (a 5 digit), alle interazioni create tra l'anno di calendario e le dummy esportatore e distretto corrispondono effetti più piccoli di quelli del modello 1, e anche la loro significatività statistica peggiora notevolmente. Questa variazione può essere interpretata nel senso che gli elementi di specializzazione sottostanti, nel modello 1, alle dummy esportatore e distretto vengono in parte catturati, nel secondo modello, dalla componente casuale non osservata (la *frailty*).

Confermando l'analisi descrittiva, si osserva poi che le imprese maggiormente esposte al rischio di liquidazione nei tre anni considerati sono quelle operanti nell'industria tradizionale, mentre il rischio si riduce di circa la metà per i settori ad offerta specializzata, elevata R&S e ad elevate economie di scala. Tali tassi di rischio, ottenuti adottando un ampio livello di aggregazione settoriale, subiscono solo una leggerissima diminuzione una volta controllato il modello per l'eterogeneità legata alla composizione settoriale con un maggiore dettaglio (Ateco a 5 digit), ma si mantengono pienamente significativi, confermando così la robustezza dei risultati ottenuti.

<sup>9</sup> Tra le variabili introdotte nei modelli finali presentati, sono stati condotti test per escludere la presenza di multicollinearità e stretta correlazione.

Tabella 4  
HAZARD RATIO STIMATI SULLA BASE DEL MODELLO DI COX

		Modello 1		Modello 2	
		Hazard Ratio	P>z	Hazard Ratio	P>z
Età impresa	Nuova	0.965	0.861	0.994	0.975
	Giovane	1.110	0.611	1.126	0.563
	Avviata				
	Consolidata	1.156	0.359	1.159	0.353
Dimensione	Micro	1.101	0.323	1.096	0.352
	Piccola				
	Medio-grande	0.383	0.104	0.379	0.101
Forma giuridica	Spa	1.129	0.603	1.158	0.532
	Srl				
	S. Di persone o altro	1.279	0.285	1.285	0.281
Artigiana	No artigiana				
	Artigiana	0.692	0.000	0.719	0.001
Export	Non esportatore				
	Esportatore * 2007	0.870	0.360	0.820	0.194
	Esportatore * 2008	1.125	0.358	1.060	0.653
	Esportatore * 2009	1.272	0.091	1.201	0.204
Distretto	No distretto				
	Distretto * 2007	1.383	0.026	1.210	0.202
	Distretto * 2008	1.445	0.004	1.271	0.068
	Distretto * 2009	1.236	0.128	1.089	0.555
Settore Pavitt	Industria tradizionale				
	Offerta specializzata	0.529	0.000	0.514	0.000
	Alta intensità di R&S	0.481	0.003	0.462	0.005
	Alte economie di scala	0.585	0.000	0.567	0.000
Gruppi di produttività – redditività	Bp-br	3.017	0.000	3.151	0.000
	BP-MR	2.629	0.000	2.711	0.000
	BP-AR	3.239	0.000	3.306	0.000
	MP-BR	3.079	0.000	3.034	0.000
	MP-MR				
	MP-AR	1.627	0.044	1.610	0.049
	AP-BR	1.864	0.193	1.903	0.180
	AP-MR	0.658	0.024	0.667	0.030
	AP-AR	2.021	0.122	2.027	0.123
Variabili tempo dipendenti	Liquidità <sub>t-1</sub>	0.999	0.000	0.999	0.000
	Copertura (mon/oneri) <sub>t-1</sub>	0.995	0.000	0.995	0.000
	Utile <sub>t-1</sub>	0.996	0.000	0.996	0.000
	Fatturato <sub>t-1</sub>	0.999	0.028	0.999	0.022
	Theta (frailty parameter)			0.137	
			(s.e.) 0.048		

Considerando la variabile proxy dell'efficienza dell'impresa misurata ex-ante, introdotta in questo caso come combinazione dei due elementi della produttività e della redditività, si nota che il più alto rischio di liquidazione è sopportato dalle imprese a bassa produttività, indipendentemente dal loro livello di redditività (HR da 2.5 a 2.7). Sono dunque le imprese meno produttive a fronteggiare un rischio di chiusura più elevato durante la crisi e questo risultato non è alterato dall'introduzione della *frailty*.

Passando infine a considerare l'associazione tra gli indicatori di bilancio e il rischio di liquidazione, si nota che aumenti di fatturato e di utile implicano – non sorprendentemente – una riduzione del rischio di uscita. Analogamente, un aumento della liquidità dell'impresa e una buona copertura degli oneri pagati per il debito si associano ad una riduzione pienamente significativa del rischio (seppure di lieve entità), sottolineando, in controluce, il ruolo critico di questi due aspetti.





## CONCLUSIONI

Con riferimento ai recenti anni della crisi economica, l'analisi effettuata ha in parte confermato alcune evidenze già emerse nella letteratura. In particolare, sono le imprese dei settori tradizionali e maturi a risentire maggiormente della fase negativa del ciclo economico e della conseguente selezione, come pure le imprese caratterizzate da livelli modesti di produttività negli anni immediatamente precedenti alla crisi. Un rischio di uscita più elevato caratterizza anche, seppur con qualche ambiguità, le imprese distrettuali.

D'altra parte, l'analisi non conferma, con riferimento al periodo della crisi, la sussistenza – a parità di altre condizioni - di un *premium* a favore degli esportatori, per i quali si è anzi evidenziato qualche problema in particolare nel 2009. È verosimile che la perdita di questo vantaggio sia la diretta conseguenza della forte turbolenza che caratterizza il periodo in esame, alla quale le imprese esportatrici sono maggiormente esposte. Analogamente, rispetto alle imprese medie o grandi, la piccolissima o piccola dimensione di per sé non si associa a un rischio di uscita significativamente più elevato, una volta controllati tutti gli altri fattori. Anzi, nel caso di imprese artigiane (tipicamente di piccola dimensione), si assiste ad un rischio minore, presumibilmente legato alla combinazione di una minore incidenza di costi fissi e di una maggior resistenza di questo tipo di imprenditorialità rispetto alla prospettiva di abbandonare il proprio progetto di vita e di impresa.

Una volta controllata l'analisi per le caratteristiche sopra menzionate, il rischio di uscita si associa, entro un quadro generale di declino della performance sia sul fronte delle vendite che su quello del reddito generato, alla scarsa liquidità e all'incapacità di far fronte agli interessi sul debito, confermando così le prime evidenze di tipo descrittivo già emerse, da più parti, con riferimento al nostro paese.

Ma quali sono le condizioni delle imprese sopravvissute? Se guardiamo alcuni risultati al 2009 relativi alle imprese classificate in base ai livelli di produttività pre-crisi, si possono abbozzare alcune tendenze di massima. Queste traiettorie necessiterebbero di approfondimenti analitici specifici, che non sono parte integrante di questo lavoro, sia sul piano quantitativo che qualitativo. Da una parte, si osserva che, in media, la redditività di tutte le imprese è notevolmente diminuita; allo stesso tempo è leggermente aumentata la dispersione (in termini ad esempio di deviazione standard) di questo indicatore, segno che la crisi ha accentuato l'eterogeneità tra le imprese.

D'altra parte, sebbene l'incidenza media della liquidità sul totale degli attivi sia rimasta più o meno la stessa, è molto aumentata la dispersione di questo indice, in modo particolarmente accentuato nella classe delle imprese meno produttive. Questa circostanza potrebbe riflettere il fatto che le dinamiche di selezione sono lungi dall'esaurirsi, specie all'interno di quest'ultima tipologia di imprese. Inoltre, anche la capacità di copertura degli oneri generati dal debito subisce una generale degenerazione presso le imprese sopravvissute. Tuttavia, in questo caso le diminuzioni più vistose riguardano, in modo abbastanza omogeneo, le imprese a media o elevata produttività, mentre le meno produttive si mantengono sui livelli modesti di copertura che già le caratterizzavano in passato.

Sulla base di queste ultime considerazioni, ci sembra di poter concludere che, sebbene la selezione sia stata e continui ad essere forte nelle fasce più deboli e inefficienti della manifattura toscana, la crisi ha probabilmente innalzato l'esposizione al rischio di uscita anche di alcune delle componenti più forti e dinamiche del sistema produttivo. Questa circostanza richiede la massima attenzione da parte della politica economica e industriale se si vuole evitare che anche imprese dotate di progetti industriali validi e innovativi vengano travolte dalle difficoltà congiunturali.

## RIFERIMENTI BIBLIOGRAFICI

- Agarwal R., Audretsch D.B. 2001. Does entry size matter? The impact of the life cycle and technology on firm survival. *Journal of Industrial Economics*, 49 (1): 21–43.
- Almus M. 2004. The shadow of death: An empirical analysis of the pre-exit performance of new German firms. *Small Business Economics*, 23 (3): 189–201.
- Asplund M., Nocke V. 2006. Firm turnover in imperfectly competitive markets. *Review of Economic Studies*, 73 (2): 295–327.
- Banca d'Italia 2011. Relazione annuale, anno 2010. Banca d'Italia, Roma
- Bellone F., Musso P., Nesta L., Quéré M. 2006. Productivity and market selection of French manufacturing firms in the Nineties. *Revue de L'OFCE*, 97 (5): 319-349.
- Bhattacharjee A., Higson C., Holly S., Kattuman P. 2009. Macroeconomic instability and business exit: Determinants of failures and acquisitions of UK firms. *Economica*, 76 (301): 108-131.
- Box M. 2008. The death of firms: Exploring the effects of environment and birth cohort on firm survival in Sweden. *Small Business Economics*, 31 (4): 379-393.
- Bugamelli M., Cristadoro R., Zevi G. 2009. La crisi internazionale e il sistema produttivo italiano: un'analisi su dati a livello d'impresa, *Questioni di economia e finanza, Occasional Paper Banca d'Italia* 58.
- Campello M., Graham J.R., Campbell R.H. 2010. The real effects of financial constraints: Evidence from a financial crisis. *Journal of Financial Economics*, 97 (3): 470-487.
- Carreira C., Texeira P. 2011. The shadow of death: Analyzing the pre-exit productivity of Portuguese manufacturing firms. *Small Business Economics*, 36 (3): 337-351.
- Caves R. E. 1998. Industrial organization and new findings on the turnover and mobility of firms. *Journal of Economic Literature*, 36 (4): 1947–1982.
- Cefis E., Marsili O. 2005. A matter of life and death: innovation and firm survival. *Industrial and Corporate Change*, 14 (6):1–26.
- Cerved 2012. Osservatorio trimestrale sulla crisi di impresa. Quarto Trimestre 2011. Rapporto n.10, Cerved Group SpA, Milano.
- Chamberlain G. 1985. Heterogeneity, omitted variable bias, and duration dependence, in Heckman J.J., Singer B. (eds.) *Longitudinal analysis of labor market data*. Cambridge University Press: Cambridge.
- Cleves M.A., Gould W.W., Gutierrez R.G. 2002. *An introduction to survival analysis using Stata*. Stata Press: College Station (Texas).
- Cox D.R. 1972. Regression models and life-tables. *Journal of the Royal Statistical Society. Series B*, 34 (2): 187–220.
- Cox D.R., Oakes D. 1984. *Analysis of survival data*. Chapman & Hall: London.
- Del Gatto M., Ottaviano G.I.P., Pagnini M., 2008. Openness to trade and industry cost dispersion: Evidence from a panel of Italian firms. *Journal of Regional Science*, 48 (1): 97-129.
- Di Giacinto V., Gomellini M., Micucci G., Pagnini, M., 2012. Mapping local productivity advantages in Italy: Industrial districts, Cities or both?, *Temì di discussione della Banca d'Italia* 850.
- Disney R., Haskel J. and Heden Y. 2003. Entry, exit and establishment survival in UK manufacturing. *Journal of Industrial Economics*, 51 (1): 91–112.
- Ericson R., Pakes A. 1995. Markov-perfect industry dynamics: A framework for empirical work. *Review of Economics Studies*, 62 (1): 53–82.
- Esteve-Pérez S., Mañez-Castillejo J.A. 2008. The resource-based theory of the firm and firm survival. *Small Business Economics*, 30 (3): 231-249.
- Esteve-Pérez S., Sanchis Llopis A., Llopis J.A. 2004. The determinants of survival of Spanish manufacturing firms. *Review of Industrial Organization*, 25 (3): 251-273.
- Ferragina A., Pittiglio R., Reganati F. 2010. Multinazionalità e sopravvivenza delle imprese: un'analisi del settore manifatturiero italiano. *L'Industria*, 31 (4): 577-594.

- Foresti G., Guelpa F., Trenti S. 2010. I distretti industriali verso l'uscita dalla crisi (Industrial districts on the way out from the crisis). *Economia e Politica Industriale*, 37 (2): 109-126.
- Giovanetti G., Ricchiuti G., Velucchi M. 2010. Size, innovation and internationalization: a survival analysis of Italian firms. *Applied Economics*, 43 (12): 1511-1520.
- Giunta A., Scalera D. 1997. Sopravvivenza e mortalità delle piccole imprese meridionali: un'applicazione dei modelli di durata. *L'industria*, 18 (3): 485-504.
- Godart O., Görg H., Hanley A. 2011. Surviving the crisis: Foreign multinationals vs domestic firms in Ireland, *CEPR Discussion Paper* No. DP8596.
- Görg H., Spaliara M.E. 2009. Financial health, exports, and firm survival: A comparison of British and French firms, *CEPR Discussion Paper* DP7532.
- Granger C. W. J. 1969. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica*, 37 (3): 424-438.
- Griliches Z., Regev H. 1995. Firm productivity in Israeli industry: 1979-1988. *Journal of Econometrics*, 65 (1): 175-203.
- Harhoff D., Stahl K., Woywode M. 1998. Legal form, growth and exit of West German firms. *Journal of Industrial Economics*, 46: 453-488.
- Hopenhayn H. 1992. Entry, exit, and firm dynamics in long run equilibrium. *Econometrica*, 60 (5): 1127-1150.
- Hulten C.R. 2001. Total factor productivity: A short biography, in Hulten C.R., Dean E.R., Harper M.J. (eds.), *New Developments in Productivity Analysis*, Studies in Income and Wealth, volume 63, The University of Chicago Press for the National Bureau of Economic Research: Chicago.
- Jovanovic B. 1982. Selection and the evolution of industry. *Econometrica*, 50 (3): 649-670.
- Kalbfleisch, J.D., Prentice, R.L. 1980. *The Statistical Analysis of Failure Data*. John Wiley & Sons: Hoboken.
- Kaplan E. L., Meier, P. 1958. Nonparametric estimation from incomplete observations. *Journal of the American Statistical Association*, 53 (282): 457-481.
- Kleinbaum D., Klein M. 2005. *Survival Analysis: A Self-Learning Text*. Springer-Verlag Publishers: New York.
- Istat 2010. *Rapporto annuale. La situazione del Paese nel 2009*. Istat, Roma
- Istat 2011. *Rapporto annuale. La situazione del Paese nel 2010*. Istat, Roma
- Little R.J.A. 1993. Pattern-mixture models for multivariate incomplete data. *Journal of the American Statistical Association*, 88 (421), 125-134.
- Little R.J.A., Rubin D.B. 1987. *Statistical Analysis with Missing Data*. John Wiley & Sons: New York.
- Manjón-Antolín, M., Arauzo-Carod, J.M. 2008. Firm survival: methods and evidence. *Empirica*, 35 (1): 1-24.
- Mata J. Portugal P. 2004. Patterns of entry, post-entry growth and survival: A comparison between domestic and foreign owned firms. *Small Business Economics*, 22 (3-4): 283-298.
- Mediobanca-Unioncamere 2011. *Le medie imprese industriali italiane*. Rapporto dell'indagine annuale sulle medie imprese industriali, X edizione, Ufficio Studi Mediobanca e Centro Studi di Unioncamere, Edizione 2011.
- Melitz, M. 2003. The impact of trade on intra-industry reallocations and aggregate industry productivity. *Econometrica*, 71(6): 1695-1725.
- Monducci R., Anitori P., Oropallo F., Pascucci C. 2010. Crisi e ripresa del sistema industriale italiano: tendenze aggregate ed eterogeneità delle imprese (Crisis and recovery of the Italian manufacturing industry: aggregate trends and firm's heterogeneity). *Economia e Politica Industriale*, 37 (3): 92-116.
- Omiccioli O. 2009. *I distretti industriali: prima, dentro e oltre la crisi*, Il Ponte, n. 9.
- Royston, P. 2004. Multiple imputation of missing values. *Stata Journal*, 4(3): 227-241.
- Schary M. 1991. The probability of exit. *RAND Journal of Economics*, 22 (3): 339-353.
- Steele F. 2005. Event history analysis, *NCRM Methods Review Papers* NCRM/004.
- Strotmann H. 2007. Entrepreneurial survival. *Small Business Economics*, 28 (1): 87-104.
- Syverson C. 2004a. Market structure and productivity: A concrete example. *Journal of Political Economy*, 112 (6): 1181-1222.

- Syverson C. 2004b. Product substitutability and productivity dispersion. *Review of Economics and Statistics*, 86 (2): 534–550.
- Syverson C. 2011. What determines productivity?. *Journal of Economic Literature*, 49 (2): 326-365.
- Van den Berg G.J. 2001. Duration models: Specification, identification and multiple durations, in Heckman J.J., Leamer E.E. (eds.) *Handbook of Econometrics*, edition 1, volume 5. Elsevier: Amsterdam.
- Varaldo R., Lamberti L. 2009. La grande crisi globale: una sfida per la politica industriale e per le imprese (The global crisis: a challenge for industrial policy and enterprises). *Economia e Politica Industriale*, 36 (1): 9-19.
- Wheelock D.C., Wilson P.W. 2000. Why do banks disappear? The determinants of U.S. bank failures and acquisitions. *Review of Economics and Statistics*, 82 (1): 127–138.