

# RUOLO DELL'EFFICIENZA NELLA PREVISIONE DEL DEFAULT AZIENDALE

*di Domenico Piatti, Peter Cincinelli, Davide Castellani*

## 1. Introduzione

Sebbene la letteratura accademica presenti numerosi studi empirici relativi alla previsione del *default* aziendale, un numero esiguo, anche se non trascurabile di essi, approfondisce il ruolo dell'efficienza quale strumento preventivo per predire difficoltà finanziarie (Becchetti e Sierra, 2003; Pusnik e Tajnikar, 2008; Iazzolino *et al.*, 2013; Li e Wang, 2014). Il riconoscimento di uno speciale connubio tra informazioni contenute nel classico bilancio d'esercizio da un lato, variabili *hard*, e informazioni catturate dal grado di efficienza tecnica dall'altro, ha consentito l'evolversi di una nuova prospettiva di ricerca grazie alla quale, il ruolo delle variabili qualitative si è intriso di particolare attenzione nella predizione del *default* aziendale (Becchetti e Sierra, 2003).

Analizzando un *panel* bilanciato di 8.145 PMI italiane, distribuite nell'arco temporale 2007-2010, il presente studio si propone di valutare se un maggior livello di efficienza tecnica possa rappresentare un facilitatore nell'*iter* di previsione del fallimento. A tal fine, le analisi empiriche sono state condotte tramite l'uso dell'approccio parametrico della frontiera stocastica che ha consentito la determinazione, *in primis*, del grado di efficienza tecnica e, successivamente, l'interpretazione di quest'ultima, quale variabile qualitativa e predittiva del fallimento, all'interno di un modello logistico generalizzato in aggiunta ad altre variabili esplicative di mera natura finanziaria.

Nell'ampio bacino della letteratura accademica, il presente studio non si pone immediatamente nella scia dei modelli di rating utilizzati dalla banca al fine di predire le insolvenze aziendali, ma mira a delineare una ben definita prospettiva in merito al ruolo giocato dall'efficienza nella comprensione del fallimento aziendale, sia nel particolare contesto economico e sociale italiano, ove le PMI si denotano per il c.d. "*modello policentrico*" (CENSIS, 2008), sia nella delicata congiuntura finanziaria 2007-2010 oggetto di analisi.

La ricerca è così strutturata: il paragrafo 2 analizza i principali contributi della letteratura esistente; il paragrafo 3 illustra gli aspetti metodologici e il campione; il paragrafo 4 delinea gli aspetti fondamentali dell'efficienza tecnica; il paragrafo 5 presenta i risultati empirici; il paragrafo 6 delinea i limiti e le implicazioni dei risultati ottenuti e il paragrafo 7 traccia le principali conclusioni.

## 2. Analisi della letteratura

Nell'ampio *iter* temporale della letteratura accademica, lungo il quale i numerosi modelli di *business failure prediction* si sono succeduti, l'intervallo, compreso tra i primi anni '30 sino alla metà degli anni '60, offre i primi tentativi riguardanti il comportamento degli indicatori di bilancio a fini predittivi. Questi primi studi empirici si sono basati su approcci statistici univariati, caratterizzati sia dalla distinta osservazione dei vari *ratio* finanziari delle imprese negli anni immediatamente precedenti il fallimento sia dal loro confronto con quelli di altre imprese sane (Bureau of Business Research, 1930; FitzPatrick, 1932; Smith e Winakor, 1935; Merwin, 1942; Chudson, 1945; Hickman, 1957; Jackendoff, 1962; Beaver, 1966).

L'impossibilità di cogliere simultaneamente le reciproche relazioni fra le variabili esplicative, tipica delle tecniche univariate, funse da preludio all'introduzione di tecniche statistiche multivariate. Altman (1968) verificò, tramite l'ausilio dell'analisi discriminante multivariata, che i bilanci delle aziende sane e insolventi erano tra loro differenti e che tale diversità tendeva ad accentuarsi progressivamente man mano ci si avvicinava alla data del fallimento.

Con particolare riferimento all'Italia, gli studi aziendali, rifiutando un rigido collegamento deterministico tra *ratio* e stato di insolvenza (Cantoni, 2005), si sono concentrati inizialmente su analisi del merito di credito mediante l'utilizzo di strutture di riclassificazione di bilancio e schemi interpretativi di *ratio* e flussi di cassa in grado di cogliere la situazione economico-finanziaria dell'impresa (Brunetti *et al.*, 1974; Coda, 1975; Cattaneo, 1976; Guatri, 1986; Brunetti *et al.*, 1990). In seguito, l'influsso dei lavori di Beaver (1966) e Altman (1968) aprirono la strada a una posizione in grado di legare la tradizione aziendale italiana con l'utilizzo di tecniche statistiche. Al riguardo, il primo contributo che aveva lo stesso intento di quello di Beaver fu quello proposto da Ruozi (1974). Sulla scia di questo importante lavoro, Alberici (1975) fu il primo a proporre l'utilizzo di tecniche statistiche multivariate, verificando, anche per l'Italia, i risultati raggiunti negli studi di Altman (1968). Alla ricerca di Alberici fecero seguito numerosi lavori con data set rappresentati: a) solo da indici di bilancio ed eventualmente di localizzazione geografica (Appetiti, 1984; Cascioli e Provasoli, 1986; Forestieri, 1986; Mantoan e Mantovan 1987; Barontini, 1992; Luerti, 1992; Altman *et al.*, 1994; Laviola e Trapanese, 1997; Cantoni, 2006; Luppi *et al.*, 2007; Giardino *et al.*, 2010), b) da indici di bilancio unitamente ad altre variabili riferibili agli indicatori di Centrale dei Rischi (C.R.) e a informazioni non finanziarie (Barontini, 2000; Cannata *et al.*, 2002; Lazzari e Laruccia, 2002).

Nel complesso, dal lavoro di Beaver (1966), numerosi sono stati gli studi concernenti la previsione del *default* aziendale (Bellovary *et al.*, 2007). L'eterogeneità, in ciascuno di essi presente, è principalmente riconducibile: 1) alle variabili input; 2) all'orizzonte temporale; 3) agli approcci statistici; 4) alla definizione di *default*.

In merito alle numerose variabili input adottate nei modelli, gli studi si sono basati sia su lavori empirici presenti in letteratura (Skogsvik, 1990) sia su di una combinazione di questi ultimi con gli obiettivi specifici del lavoro (Edmister, 1972; Keasey e Watson, 1987).

Anche l'orizzonte temporale rappresenta un elemento di differenziazione. Alcuni contributi empirici indagano il comportamento delle imprese: 6 anni prima del dissesto (Martin, 1977; Skogsvik, 1990; Gilson e Vetsuypens, 1993), 5 anni prima (Deakin, 1972; Wilcox, 1973; Altman *et al.*, 1977; Frydman *et al.*, 1985), 4 anni prima (Sinkey, 1975; Kahya e Theodossiou, 1999) e 3 anni prima (Appetiti, 1984; Izan, 1984; Levitan e Knoblett, 1985; Lo, 1986; Barontini (2000).

Con riferimento alla metodologia, l'analisi discriminante si è dimostrata la tecnica maggiormente utilizzata negli anni '60 e '70. Inoltre, grazie al contributo offerto dalle innovazioni tecnologiche durante gli anni '80 e '90, le analisi *logit* e *probit*, *in primis*, e le reti neurali, successivamente, hanno preso il sopravvento.

Per quanto riguarda la nozione di *default*, è noto come una definizione generalmente accettata in letteratura non esista (Sharma e Mahajan, 1980; Koenig, 1985; Guilhot, 2000; Crutzen, 2010). Alcuni studi avallano il *default* quale caso estremo del fallimento (Fernández-Castro, 1988; Laitinen, 1991; Everett e Watson, 1998), o al c.d. *chapter XI bankruptcy* (Altman *et al.*, 1981), altri considerano situazioni di liquidazione volontaria o amministrazione controllata (Taffler e Tishaw, 1977), altri ancora accolgono la definizione regolamentare di *default* che comprende le situazioni: a) di sofferenza, b) di incaglio, c) di credito ristrutturato e d) di sconfinamento e arretrato di rata continuativi superiori a 90 giorni (Giardino *et al.*, 2010).

Soffermando l'attenzione sul contesto italiano, l'influsso dei lavori di Beaver e Altman ha "empiricamente" plasmato la tradizionale cultura aziendale italiana con l'utilizzo di tecniche statistiche. Altman *et al.* (1994), illustrando i risultati ottenuti dal confronto tra reti neurali e analisi discriminante, evidenziano buone *performance* ottenute da entrambe le tecniche suggerendone il loro utilizzo in tandem, avendo, tuttavia, accortezza sia del contesto sia del comportamento in cui le aziende operano e, che rispettivamente, mettono in atto. Bisogno (2012), conducendo un'analisi *ex ante* ed *ex post* in merito alle procedure concorsuali italiane, evidenzia come queste ultime si declinino su di un eccessivo periodo temporale e presentino un articolato *iter* e non facile

accessibilità. Ciampi e Gordini (2012), elaborando diversi modelli predittivi di *default* a un campione di 736 piccole imprese italiane, dimostrano come le variabili relative sia al territorio di insediamento sia alla relazione impresa-territorio contribuiscano a migliorare l'efficacia previsionale dei modelli medesimi. Pierri *et al.* (2013), implementando lo strumento statistico di tipo caso-controllo a un campione di aziende umbre (analizzandone i relativi ricavi di vendita nell'anno 2006 e il loro stato giuridico al maggio del 2010), determinano un coefficiente di sintesi quale peculiare e precisa chiave di lettura della probabilità di *default*.

Inoltre, altri autori, al fine di migliorare le valutazioni aziendali, analizzano il comportamento e il ruolo dei flussi di cassa quale determinante strategica e predittiva del fallimento (Raja *et al.*, 1980; Gentry *et al.*, 1985; Gombola *et al.*, 1987; Gilbert, 1990; Charitou, 2004; Piatti, 2012; 2014).

Altri ancora, assumendo la provenienza dei valori di bilancio da un calcolo economico razionale, delineano 18 fondamentali *Postulati* di "buona gestione" che consentono di costruire, senza ricorrere all'analisi di sensitività, un indicatore composito, denominato "*Indice-M*", da utilizzare per un giudizio sintetico sul rischio finanziario di insolvenza, sulle *performance* e sulla *fitness* dell'impresa (Mella *et al.*, 2011).

Il sentiero accademico, sinora delineato, mette in luce una duplice dimensione di informazioni quale "comune denominatore" nell'analisi di predizione del fallimento. *In primis*, la genuina e mera distinzione tra informazioni *hard* e *soft* (Petersen, 2004) e, in seguito, il riconoscimento di un loro speciale connubio, hanno consentito l'evolversi di una nuova prospettiva di ricerca, grazie a cui, precisione e verificabilità delle informazioni *hard* da un lato, e aspetti personali, di contesto economico-sociale e politico dall'altro, tipici delle informazioni *soft*, hanno potuto armonizzarsi (Cosma, 2002; Godbillon-Camus e Godlewski, 2005). A tal fine, nel corso degli anni, numerosi studi empirici hanno considerato, nella valutazione della *bankruptcy prediction*, sia variabili *hard* sia variabili *soft* (Hesselmann, 1995; Weber *et al.*, 1999; Brunner *et al.*, 2000; Blochwitz e Eigermann, 2000; Günther e Grüning's, 2000; Lehmann, 2003; Grunert *et al.*, 2005; Altman *et al.*, 2008; Gibilaro e Piatti, 2012; Chen *et al.*, 2013; Cornée, 2013).

La capacità di diagnosticare precocemente il dissesto finanziario si è intrisa, negli ultimi vent'anni, del concetto di efficienza, quest'ultimo divenuto pregnante nella ricerca accademica (Resti, 1997) attraverso l'introduzione di metodi parametrici, *Stochastic Frontier Approach* (SFA), e non parametrici, *Data Envelopment Analysis* (DEA); il principale vantaggio risiede sia nella possibilità di migliorare le tecniche statistiche sinora presenti (Retzlaff-Roberts e Puelz, 1996) sia di valutare in un'impresa il grado di inefficienza quale *ex ante* e qualitativo monito del fallimento (Becchetti e Sierra, 2003; Styryn, 2005; Hwang *et al.*, 2011; Saeed e Izzeldin, 2014).

Sebbene le variabili *hard* siano preponderanti nell'ambito della *bankruptcy prediction*, recentemente la letteratura accademica ha prestato particolare attenzione al ruolo giocato dalle variabili *soft*.

Questo studio, pertanto, mira a delineare una ben definita prospettiva in merito al ruolo giocato dall'efficienza quale variabile predittiva *soft* del fallimento.

### 3. Campione e metodologia

I dati di bilancio, utilizzati per l'analisi empirica, sono stati interamente estratti dalla Banca dati AIDA. In particolare, per gli anni 2007 e 2008 si sono considerate nel campione le PMI aventi un fatturato non superiore a 50 milioni di euro e/o meno di 250 dipendenti, applicando la definizione di PMI secondo Basilea 2 e le regole dell'Unione Europea. Dal punto di vista dell'attività economica, dal campione sono state escluse le imprese finanziarie, di costruzione e tutte le imprese con vita inferiore a cinque anni. Relativamente alle imprese in *default* sono state considerate tali quelle fallite (Altman, 1968; Argenti, 1986; Pederzoli e Torricelli, 2010). Si è pertanto accolta, in tale lavoro, la definizione estrema di *default* benché in letteratura e nella prassi bancaria esistano diverse accezioni (Everett e Watson, 1998; Daubie e Meskens, 2001) quali: crisi (Gilbert *et al.*, 1990; Chowdhury e Lang, 1993), uscita organizzativa (Swaminathan, 1996), temporanea e lieve difficoltà finanziaria che non necessariamente comporta il fallimento (Gentry, 1985; Johnsen e Melicher, 1994; Piatti, 2014); attività finanziarie deteriorate (Banca d'Italia, Circ. 272, 7° aggiornamento).

In linea con la nozione di *default* qui accolta, per tutte le imprese del campione si è estratto lo stato giuridico nell'anno 2010. Si è, in tal modo, ottenuto un campione di 8.145 imprese di cui 253, ossia il 3%, fallite tra il 2009 e il 2010. La Tabella 1 mostra la distribuzione delle imprese per classe di fatturato, settore economico e localizzazione.

Tab. 1 - Distribuzione delle imprese: classe di fatturato, settori economici e macro-area

Importi	Classe di fatturato (%)	Settore Economico	Settore Economico (%)	Macro-area	Macro-area (%)
<5.000	0,73	Servizi	16,17	NW	41,5 %
5.000 - 10.000	42,60	Commercio	37,24	NE	18,55 %
10.000 - 15.000	23,13	Industria	46,59	C	28,48 %
15.000 - 20.000	12,3			S	11,47 %
20.000 - 30.000	13,40				
30.000 E 40.000	5,47				
Circa 40.000 - 50.000	2,36				
Totale	100		100		100%

Note: NW = Nord Ovest NE = Nord Est; C = Centro; S = Sud (Isole comprese).

Le imprese non fallite nel periodo 2009-2010 sono state, a loro volta, suddivise in imprese senza difficoltà finanziarie e imprese con difficoltà finanziarie. Al riguardo, seguendo parzialmente Pindado *et al.* (2008) sono state considerate tali quelle imprese che in entrambi gli anni 2009 e 2010 avevano presentato un margine operativo lordo inferiore all'ammontare degli oneri finanziari. In tal caso, il livello del reddito operativo non sarebbe stato sufficiente a coprire il costo dell'indebitamento (Tinoco e Wilson, 2013).

Sulla base di quanto sopra affermato, la variabile dipendente assumerà tre valori: il valore 1 per le imprese in *default*, il valore 2 per le imprese in difficoltà finanziaria e il valore 3 per le imprese senza difficoltà finanziarie.

Le Tabelle 2 e 3 evidenziano, rispettivamente, la ripartizione delle tre categorie sopra menzionate in funzione dei settori e delle macro-regioni.

Tabella 2: Distribuzione delle imprese in default, in difficoltà finanziaria e senza difficoltà finanziaria in funzione dei settori produttivi.

Ripartizione	Servizi		Commercio		Industria		Totale
	N.	%	N.	%	N.	%	
Default	27	10,67	34	13,44	192	75,89	<b>253</b>
Difficoltà finanziaria	160	20,65	259	33,42	356	45,94	<b>775</b>
Bonis	1.130	15,88	2.740	38,50	3.247	45,62	<b>7.117</b>
<b>Totale</b>	<b>1.317</b>	<b>16,17</b>	<b>3033</b>	<b>37,24</b>	<b>3.795</b>	<b>46,59</b>	<b>8.145</b>

Tabella 3: Distribuzione delle imprese in default, in difficoltà finanziaria e senza difficoltà finanziaria in funzione delle macro-regioni italiane.

Ripartizione	Nord-Ovest		Nord-Est		Centro		Sud (Isole Comprese)		Totale
	N.	%	N.	%	N.	%	N.	%	
Default	105	41,50	41	16,21	78	30,83	29	11,46	<b>253</b>
Difficoltà finanziaria	308	39,74	144	18,58	233	30,06	90	11,61	<b>775</b>
Bonis	2.967	41,69	1.326	18,63	2.009	28,23	815	11,45	<b>7.117</b>
<b>Totale</b>	<b>3.380</b>	<b>41,50</b>	<b>1.511</b>	<b>18,55</b>	<b>2.320</b>	<b>28,48</b>	<b>934</b>	<b>11,47</b>	<b>8.145</b>

Per quanto riguarda le variabili indipendenti, data l'assenza di rapporti finanziari comunemente accettati, la scelta si è basata su quelli più frequentemente utilizzati in letteratura (Beaver, 1966; Ohlson, 1980; Levitan e Knoblett, 1985; Gentry *et al.*, 1987; Charitou *et al.*, 2004; Altman e Sabato,

2007; Bellovary *et al.*, 2007; Lin e Chen, 2011; Serrano-Cinca e Gutierrez-Nieto, 2013). Del resto, mancando una teoria economica della crisi di impresa sarebbe stato “arbitrario identificare a priori gli indici da prendere in esame” (Barontini, 2000, pag. 27). Si è pertanto proceduto dapprima a considerare alcuni indicatori che nell’ambito di un’analisi univariata (Barontini, 2000) sono stati ritenuti maggiormente efficaci nel discriminare il *default*<sup>1</sup>. Successivamente, avuto riguardo all’influenza del capitale circolante netto sulla redditività, sulla solidità, sui fabbisogni finanziari e sulle potenzialità di sviluppo dell’impresa (Brugger, 1991; Mariani, 2007), si sono scelti alcuni indicatori strettamente legati alla gestione del circolante.

Un’altra categoria di variabili considerate ha riguardato la struttura debitoria dell’impresa in quanto l’indebitamento permette di cogliere un importante profilo di rischio della gestione. Maggiore è l’indebitamento maggiore è la variabilità dei risultati, amplificando o riducendo, grazie al meccanismo della leva finanziaria, le performance. La struttura finanziaria e, quindi, il grado di capitalizzazione, influenza la redditività attraverso il livello degli oneri finanziari sia direttamente, nel senso che maggiore è l’indebitamento maggiori saranno gli interessi passivi, sia indirettamente, nel senso che una sottocapitalizzazione genera la percezione di un rischio finanziario maggiore a cui farà seguito una richiesta di tassi di interesse marginali maggiori da parte dei finanziatori (Pavarani, 2002). Naturalmente, se le risorse prese a prestito rendessero di più rispetto al loro costo  $i$ , ossia se  $(ROI-i) > 0$ , l’indebitamento avrebbe effetti positivi sulla redditività. Tuttavia, non appena la relazione  $(ROI-i)$  diventasse negativa, per circostanze diverse legate alla riduzione del fatturato o all’aumento del costo del debito o all’aumento dei costi operativi, l’effetto reddituale dell’indebitamento sarebbe negativo.

Certamente, la capacità di servire il debito non è immediatamente influenzata dal grado di capitalizzazione, ma è indubbio che una struttura finanziaria meno pesante aumenta i gradi di libertà nella gestione e facilita la sostituzione di debito con altro debito (Bianchi, 1977). È da sottolineare che l’aumento del patrimonio netto non solo si realizza con nuovi apporti dei soci, ma anche grazie all’autofinanziamento. La capacità di reddito è pertanto un elemento qualificante per l’affidabilità del cliente di cui si è tenuto conto nella scelta dei *ratio* finanziari. Tale capacità di reddito non è, tuttavia, sufficiente. Se la gestione corrente non è in grado di produrre un flusso adeguato di risorse

---

<sup>1</sup> Gli indicatori che Barontini (2000) considera maggiormente efficaci e che nel lavoro sono stati inseriti sono: Cash flow/debiti; Margine operativo lordo/oneri finanziari; Patrimonio netto/Capitale investito; (crediti a breve + liquidità)/passività correnti; ROE; oneri finanziari/fatturato.

monetarie è ben difficile che l'impresa possa sostituire debito a debito in via permanente. Sulla base delle motivazioni sopra definite sono stati scelti 25 rapporti finanziari rappresentativi dei seguenti profili: 1) della liquidità, indispensabile alle imprese per soddisfare le richieste di pagamento (Keasey e Watson, 1987); 2) del grado di utilizzo delle attività; 3) della redditività quale fattore di salute di un'impresa (Zavgren, 1985); 4) della capitalizzazione che fornisce un cuscinetto per assorbire le fluttuazioni del reddito; 5) della copertura degli interessi, che determina quanto facilmente una società possa pagare gli interessi sul debito. Oltre ai rapporti finanziari, considerato l'obiettivo dell'analisi, è stato introdotto un indice di efficienza. Esso sarà discusso in dettaglio nella sezione successiva. I rapporti finanziari e di efficienza sono stati calcolati in base ai dati contabili relativi al periodo 2007-2008.

A causa di potenziali problemi causati da eventuali *outlier* che potrebbero alterare i risultati delle analisi, i dati sono stati trasformati usando la tangente iperbolica, come in Tinoco e Wilson (2013). In tal modo si è evitato di censurare (*windsorising technique*) le distribuzioni nei percentili iniziali e finali. Si osservi che la funzione iperbolica  $\tanh(x)$ , quale strumento di trasformazione, è stata utilizzata e testata nelle stime statistiche dimostrandosi molto utile per diminuire l'effetto dei valori estremi di una specifica variabile (Godfrey, 2009).

L'analisi delle componenti principali è stata applicata all'insieme degli indicatori finanziari con lo scopo di individuare una struttura latente caratterizzata da componenti in grado di ridurre la complessità, di sintetizzare le informazioni e di affrontare il problema della multicollinearità delle variabili indipendenti. Inoltre, le componenti principali, quali sintesi degli indicatori finanziari sono state fuse con il rapporto di efficienza, per ottenere un modello completo.

Infine, quale ultimo passaggio, alle variabili indipendenti del modello, per l'anno 2008, si sono aggiunti come regressori anche i *trend* delle stesse, calcolati sugli anni 2007 e 2008. Per *trend* si è qui inteso il movimento in aumento o in diminuzione delle componenti principali e del grado di efficienza ottenuto confrontando il valore alla fine dell'anno 2008 con quello alla fine del 2007. In funzione del movimento, in aumento o in riduzione, si è costruita per ogni covariata una variabile dicotomica con valore uno per il movimento in rialzo e zero per il movimento in ribasso. In questo modo, il modello presenta sia l'informazione statica dell'anno immediatamente precedente la classificazione delle imprese (anno 2008) sia l'informazione dinamica sintetizzata dalla tendenza, quali implicite correzioni di eventuali manipolazioni contabili. Si sono altresì aggiunte alcune variabili dicotomiche relative ai settori produttivi (commercio, servizi e industria) e alla loro ubicazione (Nord Italia, Centro Italia e Sud Italia e Isole). Sono state, inoltre, aggiunte altre 2 variabili di

controllo associate alla dimensione (logaritmo naturale delle vendite) e all'età delle imprese (logaritmo naturale dell'età).

In questo lavoro si è inoltre usato un modello *logit* ordinale generalizzato poiché l'ipotesi che le curve di probabilità siano parallele è violata (Brant test). Il *logit* ordinale generalizzato è, infatti, meno restrittivo rispetto al *logit* ordinale e consente la violazione dell'ipotesi di pendenza parallela<sup>2</sup>.

Il modello *logit* ordinale generalizzato può essere scritto come (Fu, 1998):

$$P(y_i > j) = \frac{e^{(a_j + X_i \beta_j)}}{1 + e^{(a_j + X_i \beta_j)}} \quad \text{con } j=1,2,\dots,M-1$$

dove M rappresenta il numero di categorie della variabile dipendente ordinata. Dalla relazione precedente, risulta che (Williams, 2006):

$$\begin{aligned} P(y_i = 1) &= 1 - g(X_i \beta_1) \\ P(y_i = j) &= g(X_i \beta_{j-1}) - g(X_i \beta_j) \\ P(y_i = M) &= g(X_i \beta_{M-1}) \end{aligned}$$

Se  $M=2$ , il modello generalizzato è equivalente alla regressione logistica binaria. Se  $M>2$ , il modello *logit* ordinale generalizzato è equivalente a una serie di regressioni binarie logistiche in cui le classi di appartenenza della variabile dipendente sono combinate. Per esempio, nel caso specifico con 3 classi ordinate, M è uguale a 3 e di conseguenza per  $j=1$  la classe 1 è confrontata con le classi 2 e 3, mentre per  $j=2$  la classe 1 e 2 è confrontata con la classe 3.

#### 4. Grado di efficienza tecnica

Il grado di efficienza tecnica, inteso quale massimo prodotto per una data combinazione dei fattori produttivi, è stimato tramite una funzione di produzione applicata a un campione di 8.145 imprese italiane distribuite nell'arco temporale 2007-2008. La funzione di frontiera stocastica (Kumbhakar e Lovel, 2000) è così rappresentata:

---

<sup>2</sup> Una delle assunzioni sottostanti il modello logistico ordinale è che la relazione che lega la probabilità a ciascuna coppia di classi sia la stessa. In altri termini, il coefficiente che descrive la relazione tra la classe 3 (imprese sane) e le classi combinate 1 e 2 (rispettivamente imprese in default e in difficoltà finanziaria) è la stessa che lega la classe combinata 2 e 3 e la classe 1. Questa ipotesi assume la denominazione di "odds proporzionali" o di "pendenza parallela" e va verificata con il test di Brant. Se i dati violano tali ipotesi, occorre usare nella stima il modello *logit* ordinale generalizzato.

$$Y_{i,t} = \exp(\alpha_i \beta + v_{i,t} - v_{i,t})$$

$$\square i=1, \dots, 8.145; \quad t=2007, 2008$$

Il valore dell'inefficienza, in accordo con Battese e Coelli (1995), è spiegato come:

$$v_{i,t} = \zeta_{i,t} \delta + W_{i,t}$$

La funzione di frontiera stocastica, approssimata da una tradizionale funzione *Cobb-Douglas* in cui sono impiegati due specifici fattori di input, è così delineata:

$$\ln(Y/Occ)_{i,t} = \alpha_i + \beta_1 \ln(Cmpcm/Occ)_{i,t} + \beta_2 \ln(Imm./Occ)_{i,t} + (v_{i,t} - v_{i,t})$$

dove:

$(Y/Occ)_{i,t}$ : è il logaritmo naturale del valore della produzione per occupato dell'impresa  $i$ -esima osservato al tempo  $t$ ;

$(Cmpcm/Occ)_{i,t}$ : è il vettore relativo al primo fattore di input, ovvero il logaritmo naturale del costo delle materie prime, di consumo e merci per occupato dell'impresa  $i$ -esima osservato al tempo  $t$ ;

$(Imm./Occ)_{i,t}$ : è il vettore relativo al secondo fattore di input, ovvero il logaritmo naturale delle immobilizzazioni per occupato dell'impresa  $i$ -esima osservato al tempo  $t$ ;

$v_{i,t}$ : rappresenta il termine di errore casuale indipendente e identicamente distribuito (*i.i.d.*) e avente una distribuzione normale con media zero  $N(0, \sigma_v^2)$ ;

$v_{i,t}$ : cattura il livello di inefficienza relativo alla frontiera di produzione distribuendosi in modo asimmetrico come una normale troncata  $N(\mu, \sigma_v^2)$  e in modo indipendente rispetto  $v_{i,t}$ .  $v_{i,t}$  è ottenuto troncando una distribuzione normale con media  $\zeta_{i,t} \delta$  e varianza  $\sigma^2$ ;

$\zeta_{i,t}$ : è un vettore di variabili esplicative associate all'inefficienza tecnica di produzione per ciascuna impresa  $i$ -esima osservate al tempo  $t$ , e  $\delta$  è il vettore dei parametri incogniti da stimare. Il termine di inefficienza tecnica  $v_{i,t}$  è regredito nel modo seguente:

$$v_{i,t} = \delta_1 + \delta_2 (Dimensione)_{i,t} + \delta_3 (Età)_{i,t} + \delta_4 (Loc)_i + \delta_5 (Settore)_i + W_{i,t}$$

dove:

$Dimensione_{i,t}$ : è il logaritmo naturale del numero complessivo degli occupati dell'impresa  $i$ -esima osservato al tempo  $t$ ;

$Età_{i,t}$ : è il logaritmo naturale degli anni di vita dell'impresa  $i$ -esima osservato al tempo  $t$ ;

*Loc<sub>i</sub>*: sono le variabili dummy riferite alla posizione geografica dell'impresa *i*-esima. Nello specifico, esse sono: Nord-Est, Centro, Sud (Isole comprese ) e Nord-Ovest quale variabile dummy di riferimento;

*Settore<sub>i</sub>*: sono le variabili dummy riferite al settore merceologico cui ciascuna impresa *i*-esima appartiene. Nello specifico, esse sono: Industria, Commercio e Servizi quale variabile dummy di riferimento.

L'approccio parametrico della frontiera stocastica permette, inoltre, di stimare per ciascuna impresa il valore di  $v_{i,t}$ , ovvero il valore dell'efficienza individuale, determinato, con riferimento a Battese e Coelli (1988), nel seguente modo:

$$TE_i = \frac{E(Y_{i,t}^* | v_{i,t}, x_{i,t})}{E(Y_{i,t}^* | v_{i,t} = 0, x_{i,t})}$$

La Tabella 4 mostra i risultati empirici ottenuti tramite l'utilizzo della frontiera stocastica.

Tab. 4 - Risultati empirici-Frontiera Stocastica di Produzione

Funzione di Produzione	Anno 2007	Anno 2008
Cmpcm/Occ	0,3256*** (0,005)	0,3229*** (0,005)
Imm./Occ	0,1106*** (0,006)	0,0875*** (0,005)
Costante	8,1675*** (0,081)	8,4170*** (0,080)
<b>Componenti dell'inefficienza</b>		
Dimensione	1,5845*** (0,056)	1,5962*** (0,057)
Età	0,0471 (0,041)	0,0647 (0,041)
Nord-Est	0,2316* (0,101)	0,2119* (0,101)
Centro	0,0221 (0,096)	0,0032 (0,096)
Sud (Isole comprese)	0,5425*** (0,125)	0,4484*** (0,127)
Commercio	1,1023*** (0,152)	1,1885*** (0,155)
Industria	1,4056*** (0,138)	1,4764*** (0,143)
N. Osservazioni	8.129 0,4030	8.136 0,4034
	0,5848	0,5889
	0,5044	0,5095
	0,321	0,319
Log-Likelihood	-7.492,41	-7.554,22

Note: Frontiera Stocastica – *Stochastic Frontier*. La tabella presenta i risultati ottenuti regredendo la funzione di produzione, approssimata da una tradizionale funzione *Cobb-Douglas* utilizzando l'approccio parametrico della frontiera stocastica. Il campione è costituito da 8.145 imprese italiane (dati con frequenza annuale ricavati da ciascuno stato patrimoniale e conto economico), per il periodo 2007-2008, suddivise per area geografica e afferenti ai settori del Commercio, dell'Industria e dei Servizi. La variabile dipendente è il VALORE DELLA PRODUZIONE= logaritmo naturale del valore della produzione per occupato dell'impresa  $i$ -esima osservato al tempo  $t$ ; **le variabili indipendenti-fattori di input** (CMPCM/OCC) COSTO DELLE MATERIE PRIME, DI CONSUMO E MERCI= logaritmo naturale del costo delle materie prime, di consumo e merci per occupato dell'impresa  $i$ -esima osservato al tempo  $t$ ; (IMM./OCC) IMMOBILIZZAZIONI = logaritmo naturale delle immobilizzazioni per occupato dell'impresa  $i$ -esima osservato al tempo  $t$ ; **componenti dell'inefficienza**: DIMENSIONE = logaritmo naturale del numero complessivo degli occupati dell'impresa  $i$ -esima osservato al tempo  $t$ ; ETÀ= logaritmo naturale degli anni di vita dell'impresa  $i$ -esima osservato al tempo  $t$ ; NORD-EST= variabile dummy pari a uno se l'impresa è situata nel Nord Est dell'Italia, diversamente zero; CENTRO= variabile dummy pari a uno se l'impresa è situata nel Centro Italia, diversamente zero; SUD (SOLE COMPRESSE)= variabile dummy pari a uno se l'impresa è situata nel Sud dell'Italia (Isole comprese), diversamente zero; COMMERCIO= variabile dummy pari a uno se l'impresa appartiene al settore del commercio, diversamente zero; INDUSTRIA= variabile dummy pari a uno se l'impresa appartiene al settore dell'industria, diversamente zero. Gli *standard error* sono riportati tra parentesi.  $v_{i,t}$ = rappresenta il termine di errore casuale indipendente e identicamente distribuito;  $\sigma_v$ = è la deviazione standard dell'inefficienza;  $\sigma_v$ = è la deviazione standard dell'errore casuale;  $\sigma^2$ = è dato dalla somma tra  $\sigma_v^2$  e  $\sigma_\varepsilon^2$ ;  $\gamma = (\sigma_v^2 / (\sigma_v^2 + \sigma_\varepsilon^2))$ . \*, \*\*, \*\*\* denotano, rispettivamente, livelli di significatività statistica del 10 %, 5% e 1 %.

I coefficienti stimati e relativi alla funzione di frontiera mostrano un livello di significatività statistica pari all'1% per entrambi gli anni considerati; l'esiguo valore di ciascuno *standard error*, rispecchia e conferma l'accurata scelta di entrambi i fattori della produzione. L'elasticità parziale, da essi espressa, indica una maggiore e marcata reazione del valore della produzione per occupato al costo delle materie prime, di consumo e merci (0,32), per gli anni 2007 e 2008, rispetto alle immobilizzazioni pro capite pari a 0,11 e 0,08 nel 2007 e 2008 rispettivamente. Inoltre, laddove la reazione del valore della produzione (oltre a rimanere sullo stesso livello di intensità) sottolinea l'importante ruolo svolto dai fattori variabili di input impiegati nel processo produttivo (Trestini, 2006), la debole produttività marginale delle immobilizzazioni conferma l'inasprirsi delle condizioni di accesso al credito ma in particolare modo il ristagno degli investimenti in macchinari e attrezzature (Banca d'Italia, 2008).

Un'ulteriore analisi, più esauriente, indaga i differenti rendimenti di scala (crescenti, decrescenti e costanti) presentati dalla funzione di produzione.<sup>3</sup> Nello specifico, il rifiuto dell'ipotesi nulla, emersa dal test di Wald  $\chi^2$ , suggerisce la non esistenza di rendimenti di scala costanti.<sup>4</sup> Inoltre, la

---

<sup>3</sup> L'analisi ha lo scopo di verificare la presenza, *in primis*, di rendimenti di scala costanti tramite il test di Wald  $\chi^2$ , e, qualora da quest'ultimo l'ipotesi nulla venisse rifiutata (ovvero la non presenza di rendimenti costanti), verificare la presenza di rendimenti di scale crescenti o decrescenti.

<sup>4</sup> Il test di Wald  $\chi^2$  mostra un  $\chi^2$  pari a 6719,63 con un *p-value*= 0.000 per l'anno 2007 e un  $\chi^2$  pari a 7672,47 con un *p-value*= 0.000 per l'anno 2008. Inoltre, poiché la funzione di produzione

combinazione lineare tra i coefficienti di ciascun fattore produttivo, condotta con l'ausilio del test *lincom*, rileva la presenza di rendimenti di scala decrescenti. La somma dei coefficienti stimati è pari a 0,43 nel 2007 e 0,41 nel 2008.<sup>5</sup> In tal modo, la proporzione in cui l'output aumenta è minore della proporzione in cui sono aumentati i fattori della produzione (Mas-Colell *et al.*, 1995).<sup>6</sup>

Le variabili esplicative, che influenzano il livello di inefficienza dell'impresa, sono state stimate simultaneamente con la frontiera di produzione (Battese e Coelli, 1995). Nello specifico, un coefficiente con segno negativo, riducendo l'inefficienza, ha un effetto positivo sul valore dell'efficienza tecnica, laddove un coefficiente con segno positivo, aumentando l'inefficienza dell'impresa, ne riduce il grado di efficienza tecnica. I risultati mostrano come maggiori dimensioni dell'impresa abbiano un impatto negativo sul grado di efficienza tecnica. Inoltre, le imprese situate sia nel Nord-Est sia nell'Italia meridionale risultano significativamente meno efficienti (Becchetti e Sierra, 2003). Questi risultati, meramente empirici, suffragano altri fattori esplicativi quali: il contesto sociale, la responsabilità civica, l'onestà e un maggiore controllo della criminalità (Putman, 1993). Infine, in merito al settore merceologico, sia il settore del commercio sia il settore dell'industria sembrano diminuire il livello di efficienza.

## 5. Risultati empirici

I risultati dell'analisi esplorativa sono riportati nella Tabella 5. La media e la deviazione standard dei rapporti finanziari sono state suddivise in tre gruppi: le imprese in *default* (classe 1), le imprese in difficoltà finanziaria (classe 2) e le imprese sane (classe 3). Dall'analisi della varianza (ultime tre colonne della tabella 3) si evidenzia che, con poche eccezioni, le medie degli indicatori di bilancio sono significativamente diverse per le tre classi di imprese.

Tabella 5: Statistiche descrittive degli indicatori finanziari suddivisi fra tre classi di imprese:

Anno	2008						2007						2008		
	Classe 1		Classe 2		Classe 3		Classe 1		Classe 2		Classe 3		ANOVA fra classi di imprese		
Indicatori Finanziari	Media	Std.	1-2	1-3	2-3										

è approssimata da una funzione tradizionale *Cobb-Douglas*, è generalmente assunto che la somma dei coefficienti (materie prime di consume e merci, immobilizzazioni) sia uno.

<sup>5</sup> Il test *lincom* calcola le stime dei coefficienti, degli errori standard, delle statistiche *t* o *z*, *p-value*, e degli intervalli di confidenza per combinazioni di coefficienti lineari.

<sup>6</sup> Una tecnologia di produzione *Y* presenta rendimenti di scala decrescenti, se per qualsiasi  $\alpha \in Y$ ,  $\alpha y \in Y$  per ogni  $\alpha \in [0,1]$ .

*Ruolo dell'efficienza nella previsione del default aziendale  
di Domenico Piatti, Peter Cincinelli, Davide Castellani*

Attivo corrente/ Passivo corrente	0.748	0.131	0.776	0.155	0.834	0.121	0.769	0.114	0.783	0.151	0.831	0.116	0.329	0.000	0.000
(Attivo corrente – magazzino)/ Passivo corrente	0.548	0.185	0.606	0.215	0.698	0.198	0.568	0.175	0.618	0.210	0.698	0.189	0.001	0.000	0.000
Liquidità/ Totale attivo	0.020	0.045	0.042	0.075	0.066	0.094	0.027	0.048	0.049	0.079	0.072	0.097	0.000	0.000	0.000
Capitale circolante netto/ Totale attivo	0.295	0.178	0.258	0.195	0.280	0.202	0.305	0.168	0.261	0.201	0.279	0.207	0.002	0.040	0.059
Flusso di cassa operativo/ Debiti finanziari	-0.003	0.119	0.006	0.112	0.104	0.136	0.043	0.079	0.018	0.104	0.104	0.122	0.000	0.000	0.000
Tempo medio di giacenza delle scorte	0.937	0.234	0.909	0.274	0.911	0.270	0.942	0.219	0.907	0.278	0.914	0.266	0.108	0.129	0.875
Flusso di capitale circolante netto operativo/ Debiti	0.031	0.112	0.005	0.104	0.117	0.122	0.071	0.081	0.016	0.093	0.117	0.112	0.000	0.000	0.000
Capitale circolante netto operativo/ Fatturato	0.359	0.247	0.255	0.217	0.223	0.183	0.327	0.219	0.238	0.215	0.212	0.178	0.000	0.000	0.000
Fatturato/ Totale attivo	0.665	0.212	0.737	0.230	0.843	0.153	0.725	0.193	0.770	0.216	0.865	0.135	0.000	0.000	0.000
Margine operativo lordo/ Totale attivo	0.028	0.093	0.008	0.071	0.094	0.072	0.067	0.059	0.018	0.063	0.108	0.074	0.000	0.000	0.000
Amm.ti/ Attivo fisso	0.139	0.155	0.156	0.174	0.183	0.167	0.126	0.116	0.167	0.159	0.201	0.163	0.000	0.000	0.000
R.O.I. ( <i>Return on Investment</i> )	-0.008	0.108	-0.029	0.079	0.062	0.067	0.037	0.056	-0.020	0.067	0.075	0.069	0.000	0.000	0.000
Risultato della gestione finanziaria/ Debiti finanziari (R.O.D.)	0.035	0.015	0.033	0.021	0.025	0.019	0.038	0.019	0.030	0.033	0.022	0.020	0.000	0.000	0.000
R.O.E. ( <i>Return on Equity</i> )	-0.224	0.384	-0.201	0.320	0.072	0.199	-0.013	0.218	-0.194	0.316	0.116	0.186	0.000	0.000	0.000
R.O.S. ( <i>Return on Sales</i> )	-0.021	0.159	-0.037	0.112	0.046	0.056	0.037	0.080	-0.026	0.102	0.053	0.054	0.000	0.000	0.000
Reddito esercizio/ Totale attivo	-0.046	0.106	-0.037	0.074	0.026	0.054	0.000	0.041	-0.028	0.064	0.031	0.050	0.000	0.000	0.000
Reddito esercizio/ Fatturato	-0.072	0.160	-0.043	0.130	0.019	0.050	-0.005	0.068	-0.022	0.110	0.022	0.044	0.000	0.000	0.000
Reddito ante imposte/ Totale attivo	-0.038	0.111	-0.034	0.078	0.049	0.073	0.012	0.051	-0.024	0.070	0.062	0.074	0.000	0.000	0.000
Patrimonio netto/ Totale attivo	0.176	0.124	0.231	0.160	0.270	0.169	0.180	0.119	0.195	0.151	0.232	0.159	0.640	0.000	0.000
Patrimonio netto/debiti	0.236	0.203	0.330	0.270	0.395	0.290	0.240	0.196	0.270	0.250	0.332	0.272	0.147	0.000	0.000
Fatturato/ Debiti	0.738	0.198	0.829	0.199	0.926	0.109	0.799	0.171	0.843	0.186	0.929	0.103	0.000	0.000	0.000
Reddito operativo/ Oneri finanziari	0.241	0.793	-0.252	0.675	0.813	0.443	0.621	0.544	-0.160	0.683	0.913	0.272	0.000	0.000	0.000

*Ruolo dell'efficienza nella previsione del default aziendale  
di Domenico Piatti, Peter Cincinelli, Davide Castellani*

Oneri finanziari/ Margine Operativo Lordo	0.597	0.304	0.731	0.287	0.273	0.245	0.482	0.252	0.673	0.303	0.221	0.198	0.000	0.000	0.000
Interessi passivi/ Totale attivo	0.029	0.014	0.025	0.016	0.018	0.014	0.031	0.015	0.024	0.020	0.017	0.014	0.000	0.000	0.000
Interessi passivi/ Fatturato	0.042	0.039	0.036	0.076	0.015	0.017	0.040	0.047	0.031	0.072	0.013	0.016	0.064	0.000	0.000

Note: imprese in *default* (classe 1), imprese in difficoltà finanziaria (classe 2) e imprese sane (classe 3). Tutti gli indicatori finanziari sono stati trasformati applicando la trasformazione tangente iperbolica il cui *range* di variazione è compreso tra -1 e +1. Data l'eterogeneità delle varianze fra gruppi (test di Levine), si è utilizzato, nel contesto dell'analisi della varianza (ANOVA), il test robusto di Welch e il test robusto post-hoc di Tamhane.

Attraverso l'analisi delle componenti principali, i 25 rapporti finanziari sopra descritti sono stati ridotti a 5 componenti con grande vantaggio interpretativo. Le componenti sono state denominate considerando i valori assunti dai *factor loadings* della matrice ortogonale ruotata (metodo *Varimax*) non riportata per ragioni di spazio. Il numero delle componenti è stato definito non sulla base degli autovalori con valore maggiore di 1, bensì con riferimento all'analisi parallela (Zwick e Velicer, 1986). Le cinque componenti spiegano il 73,88% della varianza degli indicatori finanziari. La media e la deviazione standard delle componenti principali sono presentati nella Tabella 6, suddivise nelle tre classi di merito creditizio.

Tabella 6: Matrice con le componenti principali – Anni 2007-2008

Componenti	2008		2007						2008						
	Classe 1		Classe 2		Classe 3		Classe 1		Classe 2		Classe 3		ANOVA fra classi di imprese		
	Media	Std.	1-2	1-3	2-3										
Redditività e capacità di servizio del debito	-1.003	1.784	-1.359	1.205	0.068	0.878	-0.147	0.842	-1.174	1.121	0.248	0.795	0.01	0.000	0.000
Capitalizzazione e liquidità	-0.196	0.792	0.386	0.963	0.103	1.018	-0.407	0.775	0.213	0.986	-0.147	0.971	0.001	0.000	0.000
Rotazione dell'attivo	-1.054	1.484	-0.565	1.600	0.033	0.901	-0.815	1.446	-0.398	1.504	-0.138	0.816	0.000	0.000	0.000
Gestione capitale circolante netto	0.411	1.453	-0.159	1.102	-0.004	0.975	0.394	1.422	-0.168	1.083	-0.011	0.956	0.000	0.001	0.000
Onerosità del debito	0.367	1.005	0.566	1.141	0.002	0.947	0.542	1.050	0.439	1.471	-0.144	0.921	0.025	0.000	0.000

Note: Le componenti, generate mediante la tecnica statistica delle componenti principali, sono state denominate in base ai valori assunti dai *factor loadings* della matrice ortogonale ruotata. Il test di Bartlett, di sfericità, ha consentito di rigettare l'ipotesi nulla. Il test KMO è pari a 0,79, superiore a 0,7. Data l'eterogeneità delle varianze fra gruppi (test di Levine), si è utilizzato nel contesto dell'analisi della varianza (ANOVA) il test robusto di Welch e il test robusto post-hoc di Tamhane.

Dall'analisi della varianza (ultime tre colonne della tabella 6), limitatamente per ragioni di spazio all'anno 2008, si evidenzia come le medie delle 5 componenti principali siano significativamente diverse per le tre classi di imprese.

Inoltre, lo sviluppo di un modello ordinale generalizzato ha permesso di stimare il comportamento osservato da ciascuna componente principale un anno prima (t-1; 2008) e due anni prima (t-2; 2007) degli anni (t; 2009-2010), cui si è osservato il *default* o la difficoltà finanziaria.

La tabella 7 riporta i risultati del modello *logit* ordinale generalizzato con riferimento a tre diverse specificazioni. Nella prima specificazione si è utilizzata solo la variabile relativa al grado di efficienza. Nella seconda specificazione sono stati considerati solo gli indicatori finanziari sintetizzati dalle componenti principali, mentre nella terza specificazione si è stimato il modello completo considerando sia il grado di efficienza sia gli indicatori finanziari.

Ai fini dell'interpretazione dei dati, si consideri che: a) il *panel A* confronta la classe 1 (imprese in *default*) con le classi 2 (imprese in difficoltà finanziaria) e 3 (imprese sane), mentre il *panel B* confronta le classi 1 e 2 con la classe 3; b) un coefficiente positivo indica che un maggior valore assunto dalla variabile esplicativa rende più probabile l'appartenenza dell'impresa alla classe superiore rispetto alle classi correnti, mentre coefficienti negativi evidenziano una maggiore probabilità che l'impresa appartenga alle classi inferiori rispetto a quella corrente.

Tabella 7: Risultati della regressione logistica ordinale generalizzata.

PANEL A: Classe 1	2008			2007		
	1 Spec.	2 Spec.	3 Spec.	1 Spec.	2 Spec.	3 Spec.
Efficienza	2,644*** (0,244)		3,688*** (0,383)	2,990*** (0,265)		4,479*** (0,508)
Commercio	0,436*** (0,100)	0,16 (0,134)	0,166 (0,134)	0,444*** (0,101)	0,556** (0,221)	0,483** (0,214)
Industria	-1,002*** (0,164)	-1,054*** (0,185)	-1,098*** (0,178)	-0,960*** (0,164)	-0,356*** (0,126)	-0,351*** (0,128)
Centro	-0,261*** (0,085)	-0,212** (0,103)	-0,217** (0,104)	-0,284*** (0,085)	-0,671*** (0,179)	-0,573*** (0,181)
Sud	-0,154 (0,101)	0,095 (0,128)	0,0884 (0,127)	-0,166 (0,102)	-0,491*** (0,179)	-0,594*** (0,186)
Dimensione	0,152** (0,065)	-0,118 (0,074)	-0,107 (0,075)	-0,164*** (0,061)	-0,319*** (0,077)	-0,320*** (0,078)
Età	0,012 (0,036)	0,060 (0,045)	0,059 (0,045)	0,148** (0,061)	0,189** (0,095)	0,281*** (0,095)
Redditività e capacità di servizio del debito		0,575*** (0,065)	0,560*** (0,072)		0,494*** (0,092)	0,485*** (0,108)
Capitalizzazione e liquidità		0,595*** (0,083)	0,622*** (0,091)		0,526*** (0,103)	0,473*** (0,129)
Rotazione dell'attivo		0,400*** (0,043)	0,414*** (0,043)		0,442*** (0,048)	0,457*** (0,049)
Gestione capitale circolante		-0,287*** (0,056)	-0,123*** (0,038)		-0,579*** (0,058)	-0,654*** (0,068)
Onerosità del		-0,263***	-0,142**		-0,378***	-0,387***

*Ruolo dell'efficienza nella previsione del default aziendale  
di Domenico Piatti, Peter Cincinelli, Davide Castellani*

debito		(0,066)	(0,067)		(0,052)	(0,065)
Costante	-0,471 (1,079)	6,098*** (1,245)	3,182** (1,293)	3,973*** (1,054)	8,602*** (1,331)	5,063*** (1,398)
<b>PANEL B: Classe 2</b>	<b>1 Spec.</b>	<b>2 Spec.</b>	<b>3 Spec.</b>	<b>1 Spec.</b>	<b>2 Spec.</b>	<b>3 Spec.</b>
Efficienza	0,890*** (0,218)		0,933*** (0,27)	0,886*** (0,222)		1,012*** (0,266)
Commercio	0,436*** (0,1)	0,16 (0,134)	0,166 (0,134)	0,444*** (0,101)	0,13 (0,137)	0,123 (0,138)
Industria	-0,045 (0,092)	-0,112 (0,127)	-0,098 (0,127)	-0,028 (0,092)	-0,356*** (0,126)	-0,351*** (0,128)
Centro	-0,261*** (0,085)	-0,212** (0,103)	-0,217** (0,104)	-0,284*** (0,085)	0,053 (0,108)	0,032 (0,109)
Sud	-0,154 (0,101)	0,095 (0,128)	0,088 (0,127)	-0,166 (0,102)	0,159 (0,121)	0,174 (0,121)
Dimensione	0,152** (0,065)	-0,118 (0,074)	-0,107 (0,075)	-0,164*** (0,061)	-0,319*** (0,077)	-0,320*** (0,078)
Età	0,013 (0,036)	0,061 (0,045)	0,059 (0,045)	0,015 (0,036)	0,009 (0,046)	0,012 (0,046)
Redditività e capacità di servizio del debito		1,738*** (0,069)	1,743*** (0,071)		2,409*** (0,112)	2,458*** (0,116)
Capitalizzazione e liquidità		0,334*** (0,06)	0,327*** (0,061)		0,206*** (0,063)	0,207*** (0,062)
Rotazione dell'attivo		0,676*** (0,033)	0,673*** (0,034)		0,893*** (0,042)	0,890*** (0,041)
Gestione capitale circolante		-0,098** (0,038)	-0,123*** (0,038)		-0,061 (0,041)	-0,044 (0,041)
Onerosità del debito		-0,526*** (0,051)	-0,532*** (0,052)		-0,744*** (0,058)	-0,718*** (0,057)
Costante	-1,335 (1,081)	4,815*** (1,241)	3,938*** (1,27)	3,831*** (1,014)	8,069*** (1,291)	7,323*** (1,313)
N. Osservazioni	8.145	8.145	8.145	8.145	8.145	8.145
Pseudo R <sup>2</sup>	0,026	0,326	0,334	0,029	0,399	0,411
Log-Likelihood		-2.200,62	-2.158,05		-2.468,96	-2.438,65
Wald Test		1.041,23***	1.020,46***		1.195,27***	1.245,06***
BIC		4.599,34	4.532,22		5.109,02	5057,39

Note: I risultati in tabella sono stati ottenuti con la regressione *logit* ordinale generalizzata. La variabile dipendente assume valore: 0 per le imprese in *default*, 1 per le imprese in difficoltà finanziarie e 2 per le imprese sane. Tutte le statistiche sono state corrette per tener conto dell'eteroschedasticità e l'autocorrelazione degli errori. Gli errori standard sono riportati tra parentesi. \*, \*\*, \*\*\*, denotano, rispettivamente, i livelli di significatività statistica del 10 %, 5% e 1 %. La prima specificazione del modello include, oltre alle variabili di controllo, solo la variabile efficienza. La seconda specificazione, in aggiunta alle variabili di controllo, utilizza solo gli indicatori finanziari sintetizzati in cinque componenti. La terza specificazione unisce sia il grado di efficienza sia gli indicatori finanziari. Il rapporto di verosimiglianza logaritmica è stato ottenuto dalla seguente differenza: (-2 \*log- verosimiglianza del modello base) - (-2\*log-verosimiglianza del modello completo).

Se si considera solo il grado di efficienza (prima specificazione del modello), i risultati non sono incoraggianti. I coefficienti associati alla variabile efficienza sono positivi e statisticamente significativi per entrambi gli anni che precedono il *default*, come previsto, ma lo pseudo R<sup>2</sup> evidenzia valori molto bassi.

Nella seconda specificazione del modello, si è considerata solo la capacità discriminante degli indicatori finanziari, senza il contributo del grado di efficienza. Tutte le componenti che sintetizzano i rapporti finanziari presentano, al riguardo, elevati livelli di significatività statistica per entrambi gli anni 2007 e 2008. In particolare, i segni dei coefficienti associati alle componenti “redditività e capacità di servizio del debito”, “capitalizzazione e liquidità” e “rotazione dell'attivo” indicano che quanto più sono elevati tali rapporti, tanto più è probabile che un'impresa sia classificata fra le imprese buone. Dall'altro lato, i segni negativi dei coefficienti associati alla “gestione del circolante” e all’“onerosità del debito” aumentano la probabilità che l'impresa sia classificata fra le imprese in difficoltà finanziaria o in *default*.

Il comportamento delle variabili di cui sopra appare economicamente giustificato e corretto. È da notare che, il livello del capitale circolante e la sua gestione svolgono un ruolo fondamentale nella formazione del fabbisogno finanziario. Si consideri che per le piccole e medie imprese, oggetto di analisi del presente studio, gli investimenti in attivo fisso svolgono un ruolo minore rispetto alla gestione giornaliera del circolante. L'onerosità del debito assume, anch'essa, un ruolo importante e dipende sia dal livello dell'indebitamento sia dai tassi di interesse negoziati.

Nel complesso, tutti i rapporti finanziari rappresentati dalle componenti principali tendono, in linea con la letteratura (Unal, 1988), a mantenere un elevato potere predittivo per 1 o 2 anni prima del *default* o della tensione finanziaria.

La terza specificazione del modello combina l'indicatore di efficienza, oggetto di studio specifico, con gli indicatori finanziari. Come risulta dalla tabella 7, l'aggiunta degli indici finanziari all'indice di efficienza, aumenta la capacità predittiva del modello, per entrambi gli anni 2007 e 2008. I coefficienti relativi alla variabile efficienza e alle variabili finanziarie, sintetizzate dalle componenti principali, sono tutti statisticamente significativi. Inoltre, i valori assunti dal rapporto di verosimiglianza logaritmica (Cameron e Trivedi, 2010) e l'indice BIC offrono un forte supporto per la maggior significatività della terza specificazione rispetto alla prima e alla seconda, sia per l'anno 2007 sia per l'anno 2008, anche se il modello, per l'anno prima del *default* o delle difficoltà finanziaria, sembra performare meglio. In sintesi, se il solo indicatore di efficienza ha scarsa capacità predittiva, l'uso combinato dell'efficienza può fornire più informazioni rispetto al solo uso di indicatori finanziari, e ciò comporta una migliore capacità previsiva della solvibilità, che è in linea con le conclusioni di Psikillaki *et al.* (2010) e Becchetti e Sierra (2003).

Limitatamente alla terza specificazione, i coefficienti delle variabili di controllo, rappresentate dal settore economico, dall'area geografica, dalla dimensione e dagli anni di vita dell'impresa, presentano un andamento

interessante. Rispetto al settore “servizi”, le imprese che appartengono al settore “commercio”, evidenziano una maggior probabilità di appartenere alle imprese sane 2 anni prima del *default*, mentre le imprese del settore “industria” mostrano una maggior probabilità di essere classificate in *default* o in tensione finanziaria sia 2 anni prima sia l'anno immediatamente precedente il *default*. Rispetto alle imprese ubicate nel Nord Italia, le imprese localizzate nel Centro Italia e nel Sud mostrano una maggiore probabilità di essere classificate fra le classi 1 e 2. Contro intuitivo è, invece, il segno negativo dei coefficienti associati alla variabile esplicativa dimensione. Un aumento delle dimensioni porterebbe a una maggiore probabilità, per le imprese, di vedersi assegnate alla classe peggiore. A prima vista, tale segno sembra essere in contrasto con quello che si è soliti pensare, ossia che dimensioni maggiori possano favorire le imprese creando condizioni per una valutazione migliore. Per cogliere il senso economico di questo segno negativo è, tuttavia, opportuno ricordare che le imprese del campione sono sostanzialmente piccole imprese. In tali condizioni, lo sviluppo aziendale finisce per essere pianificato solo nei suoi profili produttivi e, quasi mai, nei profili finanziari, per i quali, in genere, vi è scarsa competenza nell'imprenditore (Williamson, 1967; Gibilaro e Piatti, 2012). In tal modo, non è pianificata, *ex ante*, la copertura dei fabbisogni finanziari legati alla crescita. Tale assenza di pianificazione può generare difficoltà finanziarie e anomalie andamentali che potrebbero spiegare il segno contrastante del coefficiente. L'età dell'impresa non sembrerebbe, invece, assumere significatività a eccezione del 2007 e solo per il *panel A*.

I risultati, sopra specificati, sono stati ulteriormente verificati introducendo, accanto alle variabili indipendenti del modello finale del 2008, il loro *trend* come ulteriori regressori. Per *trend* si è qui inteso il movimento in aumento o in diminuzione delle componenti finanziarie e del grado di efficienza ottenuto confrontando il valore alla fine del 2008 con quello alla fine del 2007. In funzione del movimento in aumento o in riduzione si è costruita, per ogni covariata, una variabile dicotomica con valore 1 per il movimento in rialzo e zero per quello in ribasso. La Tabella 8 riporta le stime ottenute.

Tabella 8: Risultati della regressione logistica ordinale generalizzata

PANEL A: Classe 1	2008		
	1 Spec.	2 Spec.	3 Spec.
Efficienza	3,487*** (0,316)		4,899*** (0,536)
Trend efficienza	-0,721*** (0,155)		-0,960*** (0,183)
Commercio	0,434*** (0,101)	0,116 (0,136)	0,106 (0,136)
Industria	-0,956*** (0,166)	-1,022*** (0,186)	-0,970*** (0,181)
Centro	-0,264*** (0,085)	-0,146 (0,107)	-0,153 (0,107)
Sud	-0,151 (0,101)	0,086 (0,127)	0,086 (0,126)

*Ruolo dell'efficienza nella previsione del default aziendale  
di Domenico Piatti, Peter Cincinelli, Davide Castellani*

Dimensione	0,149**	-0,182**	-0,185**
	(0,065)	(0,076)	(0,076)
Età	0,014	0,062	0,072
	(0,036)	(0,046)	(0,046)
Redditività e capacità di servizio del debito		0,577***	0,618***
		(0,069)	(0,064)
Trend Redditività e capacità di servizio del debito		-0,1	-0,242
		(0,151)	(0,157)
Capitalizzazione e liquidità		0,621***	0,527***
		(0,107)	(0,101)
Trend Capitalizzazione e liquidità		0,368***	0,381***
		(0,099)	(0,099)
Rotazione dell'attivo		0,377***	0,367***
		(0,047)	(0,048)
Trend Rotazione dell'attivo		-0,033	-0,033
		(0,094)	(0,095)
Gestione capitale circolante		-0,214***	-0,228***
		(0,052)	(0,056)
Trend Gestione capitale circolante		-0,199	-0,520***
		(0,147)	(0,094)
Onerosità del debito		-0,367***	-0,338***
		(0,066)	(0,067)
Trend Onerosità del debito		0,784***	0,591***
		(0,120)	(0,094)
Costante	-0,714	6,570***	3,812***
	(1,08)	(1,28)	(1,33)
<b>PANEL B: Classe 2</b>	<b>1 Spec.</b>	<b>2 Spec.</b>	<b>3 Spec.</b>
Efficienza	1,226***		1,590***
	(0,271)		(0,334)
Trend efficienza	-0,174**		-0,285***
	(0,084)		(0,104)
Commercio	0,434***	0,116	0,106
	(0,101)	(0,136)	(0,136)
Industria	-0,048	-0,186	-0,177
	(0,092)	(0,129)	(0,129)
Centro	-0,264***	-0,146	-0,153
	(0,085)	(0,107)	(0,107)
Sud	-0,151	0,086	0,086
	(0,101)	(0,127)	(0,126)
Dimensione	0,149**	-0,182**	-0,185**
	(0,065)	(0,076)	(0,076)
Età	0,013	0,062	0,072
	(0,036)	(0,046)	(0,046)
Redditività e capacità di servizio del debito		2,198***	2,176***
		(0,086)	(0,085)
Trend Redditività e capacità di servizio del debito		-1,247***	-1,247***
		(0,098)	(0,098)
Capitalizzazione e liquidità		0,273***	0,256***
		(0,062)	(0,062)
Trend Capitalizzazione e liquidità		0,368***	0,381***
		(0,099)	(0,099)

Rotazione dell'attivo		0,765***	0,768***
		(0,037)	(0,037)
Trend Rotazione dell'attivo		-0,032	-0,033
		(0,094)	(0,095)
Gestione capitale circolante		-0,064	-0,051
		(0,039)	(0,039)
Trend Gestione capitale circolante		-0,562***	-0,520***
		(0,094)	(0,094)
Onerosità del debito		-0,663***	-0,657***
		(0,056)	(0,056)
Trend Onerosità del debito		0,605***	0,591***
		(0,094)	(0,094)
Costante	-1,453	6,366***	5,279***
	(1,083)	(1,268)	(1,302)
N. Osservazioni	8.145	8.145	8.145
Pseudo R <sup>2</sup>	0,029	0,384	0,394
Log-Likelihood		-2.255,36	-2.218,94
Wald Test		1.158,38***	1.227,27***
BIC		4.753,86	4.699,03

Note: La tabella mostra i risultati ottenuti utilizzando come input per la regressione, oltre alle stesse covariate specificate nella tabella 5, il *trend* delle stesse. La variabile dipendente assume valore: 0 per le imprese in *default*, 1 per le imprese in difficoltà finanziarie e 2 per le imprese sane. Il *trend* è rappresentato da variabili che assumono il valore 1 nel caso di un trend crescente rispetto all'anno 2007 e 0 nel caso di una tendenza al ribasso. I risultati in tabella sono stati ottenuti con la regressione *logit* ordinale generalizzata. Tutte le statistiche sono state corrette per tener conto della eteroschedasticità e l'autocorrelazione degli errori. Gli errori standard sono riportati tra parentesi. \*, \*\*, \*\*\*, denotano, rispettivamente, i livelli di significatività statistica del 10 %, 5% e 1 %. La prima specificazione del modello include, oltre alle variabili di controllo solo la variabile efficienza. La seconda specificazione, in aggiunta alle variabili di controllo, utilizza solo gli indicatori finanziari sintetizzati in cinque componenti. La terza specificazione unisce sia il grado di efficienza sia gli indicatori finanziari. Il rapporto di verosimiglianza logaritmica è ottenuto dalla seguente differenza:  $(-2 * \log\text{-verosimiglianza del modello base}) - (-2 * \log\text{-verosimiglianza del modello completo})$ .

Aggiungendo le variabili di *trend*, tutte le altre stime rimangono statisticamente significative, ma i coefficienti delle variabili *trend* sono statisticamente significativi solo per la variabile “efficienza”, “capitalizzazione e liquidità”, “gestione del circolante” e “onerosità del debito”, per il *panel A*. nel *Panel B*, invece, oltre ai precedenti, assume significatività statistica anche il *trend* associato alla variabile “redditività e capacità di servizio del debito”. In ultima analisi, la significatività statistica delle variabili *trend* evidenzia che, ai fini della solvibilità, sono importanti non solo i livelli assunti dalle variabili, misurate nell'anno 2008, ma anche la loro dinamica evolutiva, oltre al loro livello di partenza.

## 6. Alcune considerazioni sui limiti dell'analisi e sulle implicazioni dei risultati

Il lavoro empirico, presentato nei precedenti paragrafi, ha lo scopo di contribuire a un filone di letteratura che considera l'utilizzo anche di variabili qualitative nella predizione del *default* aziendale. In particolare, si è voluto studiare il ruolo dell'efficienza tecnica, qui definita come allocazione ottimale dei fattori, che conduce a una massimizzazione del valore della produzione. I

fattori della produzione considerati sono il costo delle materie prime per addetto e il valore delle immobilizzazioni per addetto. Sia l'impiego proporzionale di questi due fattori sia il loro valore assoluto possono variare anche significativamente tra diversi settori commerciali così come tra diverse aree geografiche. L'analisi evidenzia che il valore della produzione è maggiormente reattivo al fattore variabile, e cioè le materie prime che si presuppongono essere di maggiore importanza strategica per le PMI rispetto alle immobilizzazioni. Inoltre, si è riscontrato come l'efficienza dipenda negativamente dalla dimensione dell'impresa. Una dimensione elevata può essere ritenuta un elemento penalizzante in fase di crisi perché rende le imprese più rigide e meno capaci di adattarsi a mutamenti della realtà economica. Diversamente, l'efficienza è influenzata positivamente da alcune macro variabili come l'appartenenza al settore servizi, caratterizzato da un forte investimento in ICT, e il fatto di operare in aree geografiche particolarmente virtuose come quella del Nord-Ovest.

Tuttavia, in linea con lo studio di Becchetti e Sierra (2003), i risultati suggeriscono che, nonostante l'efficienza contribuisca *ex ante* a predire lo stato di salute dell'impresa, il suo contributo rimane marginale rispetto agli indicatori di bilancio. Una prima considerazione può essere fatta con riferimento al campione utilizzato. Un riesame della distribuzione settoriale (Tabella 2) e geografica (Tabella 3) del campione offre, infatti, alcuni spunti preliminari di riflessione sulle determinanti dell'efficienza e sul perché la sua significatività economica sia limitata. In primo luogo, si evince come la distribuzione geografica delle imprese in *default* e delle imprese in difficoltà finanziaria sia quasi equivalente alla distribuzione stessa del campione per macroregioni. Pertanto, mentre l'efficienza tecnica dipende da fattori geografici, la percentuale di imprese in default o in difficoltà sembra dipendere da fattori fisiologici, espressi in parte dalla tipologia di impresa. La distribuzione settoriale delle imprese in *default* sembra, infatti, differire dalla distribuzione del campione. La percentuale di imprese in default è per il 76% rappresentata dal settore industriale rispetto a una numerosità campionaria di questo settore pari al 46% del totale. Tuttavia, per le imprese in difficoltà tale differenza è minima (ad esempio per il settore industriale le due percentuali di imprese in *default* sul totale e la percentuale di numerosità campionaria sono sostanzialmente identiche).

Un'altra considerazione fa riferimento al breve periodo considerato in quanto la relazione tra efficienza tecnica e performance finanziaria potrebbe in realtà manifestarsi nel medio o lungo periodo. Il fatto stesso che l'efficienza tecnica dipenda più da variabili strutturali, che si modificano lentamente, che

da fattori contingenti supporta in parte questa ipotesi<sup>7</sup>. In relazione alle altre imprese, si può ipotizzare che un basso livello di efficienza protratto per un periodo sufficientemente lungo non consenta di generare abbastanza valore aggiunto per far fronte agli impegni presi. Diverso è il caso in cui, una o più imprese manifestino uno scostamento contingente dalla media dell'efficienza tecnica, regionale e/o settoriale, di lungo periodo, e che questo scostamento abbia effetto sulla componente idiosincratICA del *default* o della difficoltà finanziaria.

In ultimo, la debole relazione tra efficienza tecnica e *default* (e/o difficoltà finanziaria) può essere dovuta a un problema di variabili mancanti e, in particolare, a componenti dell'efficienza che sono più localizzate o idiosincratiche come l'offerta di servizi alle PMI, la qualità delle infrastrutture, le caratteristiche della clientela o il livello di concorrenza. Ad esempio Becchetti e Serra (2003), trovano che il grado di concentrazione della clientela e la forza e prossimità dei concorrenti sono variabili significative nella predizione del *default*. Anche Benfratello *et al.*, (2005) trovano che l'aumento della competitività, anche internazionale, aumenta significativamente l'efficienza tecnica di un campione di imprese manifatturiere.

Altro fattore importante potrebbe essere la tipologia dell'assetto proprietario. Infatti, Destefanis e Sena (2007) trovano che caratteristiche come la concentrazione della proprietà così come l'appartenenza a un gruppo piramidale influiscono positivamente sull'efficienza tecnica. Tuttavia, non si dispone di tali variabili e non è pertanto possibile includerle del modello econometrico.

## **7. Conclusioni**

Per l'impresa, l'aumento dell'efficienza tecnica nell'uso dei mezzi di produzione può tradursi in una riduzione dei costi complessivi o in un aumento della produzione. In questa prospettiva, pertanto, la conoscenza del livello di efficienza può migliorare la valutazione del merito creditizio.

In questo studio, tra gli strumenti di misurazione dell'efficienza tecnica utilizzati in letteratura, si è scelto l'approccio parametrico della frontiera stocastica. In particolare, si è stimata l'efficienza tecnica facendo riferimento al metodo implementato in Battese e Coelli (1995). L'obiettivo del lavoro è stato

---

<sup>7</sup> Erbetta e Petraglia (2011) osservano come, per esempio, le imprese italiane non presentino differenze in termini di allocazione dei fattori della produzione nonostante la presenza di un gap di efficienza tecnica tra le regioni del Sud e le regioni del Nord, tipico del dualismo italiano.

quello di verificare il vantaggio, in termini di capacità predittiva dell'eventuale *default*, nell'usare il grado di efficienza accanto ai tradizionali indicatori finanziari. Relativamente a questi ultimi, dai dati di bilancio delle imprese, ne sono stati calcolati 25 associati ai profili: della liquidità; del grado di utilizzo delle attività; della redditività; dell'autonomia finanziaria; della copertura degli interessi. Per evitare problemi di multicollinearità, i 25 indicatori finanziari sono stati sintetizzati in cinque componenti principali, così denominate: "redditività e servizio del debito", "capitalizzazione e liquidità", "rotazione dell'attivo", "gestione del circolante" e "onerosità del debito". Nel lavoro si è, inoltre, accolta la definizione di *default* inteso come fallimento. Le imprese non fallite sono state, a loro volta, suddivise in due classi: imprese con difficoltà finanziarie se per entrambi gli anni 2009 e 2010 avevano presentato un margine operativo lordo inferiore all'ammontare degli oneri finanziari e imprese sane. Si sono considerate, pertanto, tre classi ordinali: imprese in *default* (classe 1), imprese in difficoltà finanziaria (classe 2) e imprese sane (classe 3) e si è utilizzato il modello *logit* ordinale generalizzato.

Il campione utilizzato è costituito da 8.145 PMI italiane osservate nel periodo 2007-2010. I risultati suggeriscono che l'efficienza è uno strumento efficace nello stimare la probabilità di appartenenza delle imprese del campione alle tre classi solo quando anche i rapporti finanziari sono inclusi nel modello, in linea, peraltro, con la letteratura (Becchetti e Sierra, 2003; Psikillaki *et al.*, 2010). Per quanto riguarda i rapporti finanziari, come previsto, quelli che rientrano nelle componenti: "redditività e servizio del debito", "capitalizzazione e liquidità" e "rotazione dell'attivo" sembrano diminuire la probabilità di insolvenza. D'altro canto, i rapporti legati con più intensità alle componenti "gestione del circolante" e "onerosità del debito" tendono ad aumentare la probabilità di *default*. È da sottolineare che una gestione efficiente del capitale circolante ha un impatto rilevante sia sul livello di fabbisogno finanziario sia sul costo del debito e ciò è tanto più vero per le piccole medie imprese di cui è intessuta l'economia italiana. L'evidenza empirica sembra, inoltre, confermare una maggiore rischiosità delle imprese localizzate nel Centro e Sud Italia rispetto a quelle ubicate al Nord.

Dall'analisi empirica condotta è possibile assumere che: 1) quando un'impresa utilizza in modo efficiente i propri fattori produttivi riesce anche ad allocare le risorse finanziarie in modo efficiente contribuendo alla generazione del valore e 2) il grado di efficienza è uno strumento *forward-looking* che aiuta a leggere, sia pur in modo indiretto, il ruolo delle variabili *soft*.

Il lavoro si differenzia dagli studi presenti in letteratura per diversi aspetti. Il primo riguarda l'utilizzo dell'efficienza come strumento di analisi del merito di credito in una prospettiva non solo *backward-looking*, ma soprattutto *forward-looking*. Il secondo contribuisce a evidenziare come i *ratio* finanziari,

benchè limitati, giochino un ruolo non marginale nel cogliere sintomi di dissesto finanziario delle imprese. Infine il terzo aspetto riguarda il periodo di analisi, ossia il periodo precedente la crisi finanziaria. In particolare, lo studio suggerisce che alcuni fattori, incluso il grado di efficienza, possono aver causato il *default* delle PMI negli anni immediatamente successivi l'inizio della crisi finanziaria del 2008. In altri termini, già prima del manifestarsi della crisi erano evidenti, per alcune imprese, sintomi di tensione finanziaria. Al riguardo, ulteriori ricerche dovrebbero coprire un periodo temporale di analisi più ampio per verificare se il grado di efficienza possa essere utilizzato come uno strumento di previsione del *default* a lungo termine.

Domenico Piatti,  
Università degli Studi di Bergamo  
[domenico.piatti@unibg.it](mailto:domenico.piatti@unibg.it)

Peter Cincinelli,  
Università degli Studi di Bergamo,  
[peter.cincinelli@unibg.it](mailto:peter.cincinelli@unibg.it)

Davide Castellani,  
Università degli Studi di Bergamo,  
[davide.castellani@unibg.it](mailto:davide.castellani@unibg.it)

## **Riassunto**

Questo studio analizza il ruolo dell'efficienza tecnica, quale variabile predittiva della probabilità di *default*, in un *panel* bilanciato di 8.145 PMI italiane nel periodo 2007-2010. Le analisi empiriche sono state condotte tramite l'uso dell'approccio parametrico della frontiera stocastica, che ha consentito la determinazione, *in primis*, del grado di efficienza tecnica e, successivamente, l'interpretazione di quest'ultima quale variabile qualitativa e predittiva del fallimento all'interno di un modello logistico generalizzato in aggiunta ad altre variabili esplicative di mera natura finanziaria. In linea con la letteratura accademica, i risultati empirici evidenziano come l'efficienza tecnica consenta una lungimirante analisi in merito alla predizione del *default* aziendale, sia nel particolare contesto economico e sociale italiano sia nella delicata congiuntura finanziaria oggetto d'analisi.

## **Abstract**

This study investigates the role of technical efficiency in predicting the probability of default of a sample of Italian SMEs in the period 2007-2010. This specific period is of particular interest because it is centered on the beginning of the Global Financial Crisis. We argue that technical efficiency allows for a forward-looking perspective and can contribute to shed more light on the reasons behind the default of many Italian SMEs in the particular period considered. The technical efficiency is estimated with a stochastic frontier approach and the efficiency ratio is used as independent variable, along with several financial ratios. Consistently with the literature, the results suggest that efficiency is a good predictor when the financial ratios are also considered.

**Classificazione JEL:** G33, D21

**Parole chiave (Keywords):** efficienza tecnica, modelli di business failure prediction, ratio finanziari, analisi delle componenti principali, frontiera stocastica (technical efficiency, business failure prediction model, financial ratios, principal component analysis, stochastic frontier).

## Bibliografia

- Alberici, A. (1975). *Analisi dei bilanci e previsioni delle insolvenze*. Isedi. Milano.
- Altman, E. (1968). Financial ratios, discriminant analysis and prediction of corporate bankruptcy. *Journal of Finance*, 22, 589-610.
- Altman, E., R.G. Haldeman & P. Narayanan (1977). Zeta analysis. *Journal of Banking and Finance*, 1, 29-54.
- Altman, E., R.B. Avery, R.A. Eisenbeis & J.F. Jr. Sinkey (1981). *Applications of Classification Procedures in Banking and Finance*. Greenwich, JAI Press.
- Altman, E., G. Marco & F. Varetto (1994). Corporate distress diagnosis: Comparisons using linear discriminant analysis and neural networks (the Italian experience). *Journal of Banking and Finance*, 18, 505-529.
- Altman, E.I., & G. Sabato (2007). Modelling credit risk for SMEs: Evidence from the U.S. market. *Abacus*, 43, 332-357.
- Altman, E., G. Sabato & N. Wilson (2008). The Value of Qualitative Information in SME Risk Management. *Working Paper*.
- Appetiti, S. (1984). Identifying unsound firms in Italy. An attempt to use trend variables. *Journal of Banking and Finance*, 8, 269-279.
- Argenti, J. (1986). Predicting Corporate Failure. *Accountancy*, 97, 157-158.
- BANCA D'ITALIA (Luglio, 2008). Circolare N. 272, Aggiornamento N. 7 del 20 Gennaio 2015.
- BANCA D'ITALIA (Ottobre, 2008). Bollettino Economico, N. 54.
- Barontini, R. (1992). L'efficacia dei modelli di previsione delle insolvenze: Risultati di una verifica empirica, *Finanza Imprese e Mercati*, 1, 141-185.
- Barontini, R. (2000). *La valutazione del rischio di credito. I modelli di previsione delle insolvenze*. Il Mulino. Bologna.
- Battese, G. E. & T.J. Coelli (1988). Prediction of firm-level technical efficiencies with a generalized frontier production function and panel data. *Journal of econometrics*, 38(3), 387-399.
- Battese, G. E., & T.J. Coelli (1995). A model for technical inefficiency effects in a stochastic frontier production function for panel data. *Empirical economics*, 20(2), 325-332.
- Beaver, W. (1966). Financial ratios as predictors of failure. *Supplement to Journal of Accounting Research*, 5, 71-127.
- Becchetti, L. & J. Sierra (2003). Bankruptcy risk and productive efficiency in manufacturing firms. *Journal of Banking and Finance*, 27, 2099-2120.
- Bellovary, J., D.E. Giacomino & M. Akers (2007). A review of Bankruptcy Prediction Studies: 1930 to Present. *Journal of Financial Education*, 33, 56-95.
- Benfratello, L., F. Erbetta & G. Fraquelli (2005). Competitività e divari di efficienza nell'industria italiana. *Rivista Internazionale di Scienze Sociali*, Anno CXIII, 1, Gennaio-Marzo, 3-22.
- Bianchi, T. (1977). *I fidi bancari*. Utet. Torino.
- Bisogno, M. (2012). The Accessibility of the Italian Bankruptcy Procedures: An Empirical Analysis. *Eurasian Business Review*, 2(2), 1-24.
- Blochwitz, S. & J. Eigermann (2000). Unternehmensbeurteilung durch Diskriminanzanalyse mit qualitativen Merkmalen. *Zeitschrift für betriebswirtschaftliche Forschung*, 52, 58-73.
- Brunetti, G., V. Coda & M. Bergamin Barbato (1974). *Indici di bilancio e flussi finanziari: strumenti per l'analisi della gestione*. Etas Libri. Milano.

- Brunetti, G., F. Favotto & V. Coda (1990). *Analisi e previsioni economico-finanziarie d'impresa*. Etas Libri. Milano.
- Brugger, G. (1991), *La gestione del capitale circolante*. Egea. Milano.
- Bureau of Business Research, (1930). A Test Analysis of Unsuccessful Industrial Companies. Bulletin N. 31. University of Illinois Press. Urbana.
- Brunner, A., J.P. Krahen & M. Weber (2000). Information production in credit relationships: on the role of internal ratings in commercial banking. *Working Paper N. 2000/10*, Center for Financial Studies, Frankfurt/Main.
- Cameron, C.A. & P.K. Trivedi (2010). *Microeconometrics Using Stata*. College Station: Stata Press Publication.
- Cannata, F., F. Fabi & S. Laviola (2002). Rating interni e gestione del rischio di credito: la misurazione della probabilità di insolvenza, *Bancaria*, 4.
- Cantoni, E. (2005). Capacità esplicativa degli indici di bilancio nella previsione delle insolvenze: un modello per le imprese locali, *Analisi Finanziaria*, 59, 91-114.
- Cantoni, E. (2006). Insolvenza aziendale e capacità segnaletica degli indici di bilancio: alcune evidenze empiriche, *Analisi Finanziaria*, 62, 4-27.
- Cascioli, E. & A. Provasoli (1986). La previsione delle insolvenze aziendali. Un modello quantitativo, in Cattaneo, M., F. Cesarini, A. Provasoli & B. Quattraro. *Crisi di impresa e amministrazione controllata*. Giuffrè Editore. Milano.
- Cattaneo, M. (1976). *Analisi Finanziaria e di bilancio*, Etas Libri. Milano.
- CENSIS, (2008), Rapporto sulla situazione sociale del Paese 2008, FrancoAngeli, Roma.
- Charitou, A., E. Neophytou & C. Charalambous (2004). Predicting Corporate Failure: Empirical Evidence for the UK. *European Accounting Review*, 13(3), 465-497.
- Chen, Y., R.J. Huang & J. Tsai (2013). Soft Information and Small Business Lending. *Journal of Financial Services Research*, 1-19.
- Chowdhury, S. & J. Lang (1993). Crisis, decline and turnaround: a test of competing hypotheses for short-term performance improvement in small firms. *Journal of Small Business Management*, 31(4), 8-17.
- Chudson, W. (1945). The Pattern of Corporate Financial Structure. *National Bureau of Economic Research*. New York.
- Ciampi, F. & N. Gordini (2012). Relazione impresa-territorio e modelli predittivi del default d'impresa. Primi risultati di una analisi statistica sulle piccole imprese italiane. *XXIV Convegno annual di Sinergie, 18-19 ottobre 2012 – Università del Salento (Lecce)*, Referred Electronic Conference Proceeding ISBN 978-88-907394-0-8.
- Coda, V. (1975). L'analisi economico-finanziaria di un dissesto, *Rivista dei Dottori Commercialisti*, 916-929.
- Cornée, S. (2013). The Relevance of Soft Information for Predicting Small Business Credit Default: Evidence from a Social Bank. *Working Paper*, University of Rennes.
- Cosma, S. (2002). *Il rapporto banca-impresa: le variabili relazionali e comportamentali nella valutazione del rischio di credito*, Giappichelli, Torino.
- Crutzen, N. (2010). Essay on the prevention of small business failure: taxonomy and validation of five explanatory business failure patterns (EBFPs). *Académie Universitaire Wallonie*, HEC Ecole de Gestion de l'Université de Liège.
- Daubie, M. & N. Meskens (2001). Bankruptcy Prediction: Literature Survey of the Last Ten Years. *Belgian Journal of Operations Research, Statistics and Computer Science*, 41, 43-58.
- Deakin, E. (1972). A discriminant analysis of predictors of business failure. *Journal of Accounting Research*, 10(1), 167-179.
- Destefanis, S. & V. Sena (2007). Patterns of corporate governance and technical efficiency in Italian manufacturing. *Managerial and Decision Economics*, 28(1), 27-40.

- Edmister, R.O. (1972). An Empirical Test of Financial Ratio Analysis for Small Business Failure Prediction. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 7, 1477-1493.
- Erbetta, F. & C. Petraglia (2011). Drivers of Regional Efficiency Differentials in Italy: Technical Inefficiency or Allocative Distorsions?. *Growth and Change*, 42, 351-375.
- Everett, J. & J. Watson (1998). Small business failure and external risk factors. *Small Business Economics*, 11, 371-390.
- Fernández-Castro, A. (1988). A Spanish model for credit risk classification. *Studies in Banking and Finance*, 7, 115-125.
- FitzPatrick, P. (1932). A Comparison of ratios of successful industrial enterprise with those of failed companies. *The Certified Public Accountant*: 598-605, 656-662, 727-731.
- Forestieri, G. (1986). *La previsione delle insolvenze aziendali. Profili teorici e analisi empiriche*. Giuffrè. Milano.
- Frydman, H., E. Altman & D. Kao (1985). Introducing recursive partitioning for financial classification: The case of financial distress. *Journal of Finance*, 40(1), 269-291.
- Fu, V. (1998). Estimating generalized ordered logit models. *Stata Technical Bulletin*, 44, 27-30.
- Gentry, J.A., P. Newbold & D.T. Whitford (1985). Classifying bankruptcy firms with funds flow components. *Journal of Accounting Research*, 23(1), 146-160.
- Gentry, J.A., P. Newbold & D.T. Whitford (1987). Funds flow components, financial ratios and bankruptcy. *Journal of Business Finance and Accounting*, 14(4), 595-606.
- Giardino, R., A. Grasso & F. Pattarin (2010). Rischio di insolvenza e congiuntura economica nell'industria della provincia di Modena, in C. Bisoni, *Finanza e credito per le imprese del territorio*. Il Mulino. Bologna.
- Gibilaro, L. & D. Piatti (2012). Il ruolo delle variabili hard finanziarie e non finanziarie nella Business Failure Prediction. *Sinergie, Rapporti di Ricerca*, 36, 135-184.
- Gilbert, L.R., K. Menon & K.B. Schwartz (1990). Predicting bankruptcy for firms in financial distress. *Journal of Business Finance*, 17, 161-171.
- Gilson, A.C. & M.R. Vetsuypens (1993). CEO compensations in financially distressed firm: An empirical analysis. *Journal of Finance*, 48, 425-458.
- Godbillon-Camus, B. & C. Godlewski (2005). Credit risk management in banks: Hard information, soft information and manipulation. *Munich Personal RePEc Archive*, Paper N. 1873, posted 07, from <http://mpra.ub.uni-muenchen.de/1873/>
- Godfrey, M.D. (2009). The TANH transformation. Information Systems Laboratory, Stanford University.
- Gombola, M., M. Haskins, J. Ketz & D. Williams (1987). Cash flow in bankruptcy predictions. *Financial Management*, 16(4), 55-65.
- Grunert, J., L. Norden & M. Weber (2005). The role of non-financial factors in internal credit ratings. *Journal of Banking and Finance*, 29, 509-531.
- Guatri, L. (1986), *Crisi e risanamento delle imprese*. Giuffrè Editore. Milano.
- Guilhot, B. (2000). Défaillance d'entreprise: Soixante-dix ans d'analyses théoriques et empiriques. *Revue Française de Gestion*, 52-67.
- Günther, T. & M. Grüning (2000). Einsatz von Insolvenzprognoseverfahren bei der Kreditwürdigkeitsprü im Firmenkundenbereich. *Die Betriebswirtschaft*, 60, 39-59.
- Hesselmann, S. (1995). *Insolvenzprognose mit Hilfe qualitative Faktoren*. Aachen.
- Hickman, W.C. (1957). Corporate Bond Quality and Investment Performance. *National Bureau of Economic*. New York.
- Hwang, R. C., J.S. Siao, H. Chung & C.K. Chu (2011). Assessing bankruptcy prediction models via information content of technical inefficiency. *Journal of Productivity Analysis*, 36(3), 263-273.

- Iazzolino, G., M. Bruni & P. Beraldi (2013). Using DEA and financial ratings for credit risk evaluation: an empirical analysis. *Applied Economics Letters*, 20(14), 1310-1317.
- Izan, H. (1984). Corporate distress in Australia. *Journal of Banking and Finance*, 8, 303-320.
- Jackendoff, N. (1962). A Study of Published Industry Financial and Operating Ratios. *Bureau of Economic and Business Research*. Philadelphia: Temple University.
- Johnsen, T. & R.W. Melicher (1994). Predicting corporate bankruptcy and financial distress: information value added by multinomial logit models. *Journal of Economics and Business*, 46, 269-286.
- Kahya, E. & Theodossiou P. (1999). Predicting corporate financial distress: A time series CUSUM methodology. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 6, 131-164.
- Keasey, K. & R. Watson (1987). Non-financial symptoms and the prediction of small company failure: A test of Argenti's hypotheses. *Journal of Business Finance and Accounting*, 14, 335-354.
- Koenig, G. (1985). Entreprises en difficultés: des symptômes aux remèdes. *Revue Française de Gestion*, 84-92.
- Kumbhakar, S. C. & C.K. Lovell (2000). *Stochastic frontier analysis*. Cambridge University Press.
- Laitinen, E.K. (1991). Financial ratios and different failure processes. *Journal of Business, Finance and Accounting*, 649-673.
- Laviola, S. & M. Trapanese (1997). Previsione delle insolvenze delle imprese e quantità del credito bancario: Un'analisi statistica, *Temi di Discussione del Servizio Studi, Banca d'Italia*, N. 318.
- Lazzari, V. & E. Laruccia (2002). La misurazione del rischio di credito per un portafoglio di finanziamenti bancari, *Banca Impresa Società*, 3.
- Lehamann, B. (2003). Is It Worth the While? The Relevance of Qualitative Information in Credit Rating. *Working Paper*.
- Levitan, A. & J. Knoblett (1985). Indicators of exceptions to the going concern assumption. *Auditing: A Journal of Practice and Theory*, 5(1), 26-39.
- Li, S. & S. Wang (2014). A financial early warning logit model and its efficiency verification approach. *Knowledge-Based Systems*, <http://77dx.doi.org/10.1016/j.knosys.2014.03.017>.
- Lin, F.D. & E. Chen (2011). Financial ratio selection for business crisis prediction. *Expert Systems with Application*, 38(12), 15094-15102.
- Lo, A.W. (1986). Logit versus discriminant analysis. A specification test and applications to corporate bankruptcies. *Journal of Econometrics*, 31, 151-178.
- Luerti, A. (1992). *La previsione dello stato di insolvenza delle imprese*. Etas Libri. Milano.
- Luppi, B., M. Marzo & E.A. Scorcu (2007). A Credit Risk model for Italian SMEs, *Working Papers*, Dipartimento di Scienze Economiche, Università degli Studi di Bologna, 600.
- Mantoan, M. & P. Mantovan (1987). Un modello di previsione del dissesto d'impresa, *Rivista dei Dottori Commercialisti*, 1-2.
- Mariani, G. (2007). *Politiche di capitale circolante e gestione economico-finanziaria d'impresa*. FrancoAngeli. Milano.
- Martin, D. (1977). Early Warning of bank failure: A logit regression approach. *Journal of Banking and Finance*, 1, 249-276.
- Mas-Colell, A., M.D. Whinston & J.R. Green (1995). *Microeconomic Theory*. Oxford University Press.
- Mella, P., C.M. Colombo & M. Navaroni (2011). Un nuovo framework per le analisi di bilancio un "check-up veloce" con l'indice-M. *Rivista Piccola Impresa/Small Business*, 3, 69-112.
- Merwin, C. (1942). Financing small corporations in five manufacturing industries 1926-1936. *National Bureau of Economic Research*: New York.
- Ohlson, J. (1980). Financial ratios and the probabilistic prediction of bankruptcy. *Journal of Accounting Research*, 18(1), 109-131.

- Pederzoli, C. & C. Torricelli (2010). A parsimonious default predictions model for Italian SMEs. *Banks and Banks Systems*, 5(4), 5-9.
- Petersen, M.A. (2004). Information: Hard and Soft, *Mimeo*.
- Pavarani, E. (2002). *Analisi finanziaria*, McGraw-Hill, Milano.
- Piatti, D. (2012). *Il ruolo dei flussi di cassa nella valutazione del merito di credito*, Sestante Edizioni-Bergamo University Press, Bergamo.
- Piatti, D. (2014). Operating Cash Flow and Creditworthiness Assessment. *Accademy of Accounting and Financial Studies Journal*, 18(2).
- Pierri, F., A. Burchi & E. Stanghellini (2013). La capacità predittiva degli indicatori di bilancio: un metodo per le PMI. *Rivista Piccola Impresa/Small Business*, 1, 85-108.
- Pindado, J., L. Rodriguez, & C. Della Torre (2008). Estimating financial distress likelihood. *Journal of Business Research*, 61, 995-1003.
- Psillaki M., Tsolas I.E. & Margaritis D. (2010). Evaluation of credit risk based on firm performance. *European Journal of Operational Research*, 201, 873-881.
- Pusnik, K. & M. Tajnikar (2008). Technical and Cost Efficiency as Determinants of Business Failures of Small Firms. *Eastern European Economics*, 46(1), 43-62.
- Putnam R.D. (1993). *Making Democracy Work*, Princeton University Press.
- Raja, A., M. Nosworthy & D. Gourea (1980). Diagnosis of Financial Health by Cash Flow Analysis. *Working Papers*, London Business School.
- Resti, A. (1997). "Evaluating the Cost-Efficiency of the Italian Banking System: What Can Be Learned from the Joint Application of Parametric and Non-Parametric Techniques. *Journal of Banking and Finance*, 21(2), 221-250.
- Retzlaff-Roberts, D. & R. Puelz (1996). Classification in automobile insurance using a DEA and discriminant analysis hybrid. *Journal of Productivity Analysis*, 7(4), 417-427.
- Ruozzi, R. (1974). Sull'attendibilità dei bilanci e sulla loro validità ai fini di previsione delle insolvenze, *Bancaria*, 1.
- Saeed, M. & M. Izzeldin (2014). Examining the relationship between default risk and efficiency in Islamic and conventional banks. *Journal of Economic Behavior & Organization*.
- Serrano-Cinca, C., & B. Gutierrez-Nieto (2013). Partial Least Square Discriminant Analysis for bankruptcy prediction. *Decision Support Systems*, 54, 1245-1255.
- Sharma, S. & V. Mahajan (1980). Early warning indicators of business failure. *Journal of Marketing*, 44(4), 80-89.
- Sinkey, J.jr. (1975). A multivariate statistical analysis of the characteristics of problem banks. *Journal of Finance*, 30(1), 21-36.
- Skogsvik, K. (1990). Current cost accounting ratios as predictors of business failure: The Swedish case. *Journal of Business Finance & Accounting*, 17, 137-160.
- Smith, R. & A. Winakor (1935). Changes in Financial Structure of Unsuccessful Industrial Corporations. *Bureau of Business Research*, 51. Urbana. University of Illinois Press.
- Styrin, K. (2005). What explains differences in efficiency across Russian banks?. *Economics Education and Research Consortium*.
- Swaminathan, A. (1996). Environmental conditions at founding and organizational mortality: a trial by-fire model. *The Academy of Management Journal*, 39(5), 1350-1377.
- Taffler, R.J. & H. Tisshaw (1977). Going, Going Going – Four Factors Which Predict. *Accountancy*, 88(1083), 50-54.
- Tinoco, M.H. & N. Wilson (2013). Financial distress and bankruptcy prediction among listed companies using accounting, market and macroeconomic variables. *International Review of Financial*, 30, 394-419.

- Trestini S. (2006). Un modello di frontiera stocastica per la valutazione dell'efficienza tecnica. Una applicazione agli allevamenti bovini da carne del Veneto. *Rivista di Economia Agraria*, 3, 315-338.
- Unal, T. (1988). An early warning model for predicting firm failure and bankruptcy. *Studies in Banking and Finance*, 7, 141.
- Weber, M., J.P. Krahnen & F. Vossman (1999). Risikomessung im Kreditgeschäft: Eine empirische Analyse bankinterner Ratingverfahren. *Zeitschrift für betriebswirtschaftliche Forschung, Sonderheft 41*, 117-142.
- Wilcox, J. (1973). A prediction of business failure using accounting data. *Journal of Accounting Research: Supplement on Empirical Research in Accounting*, 163-190.
- Williams, R. (2006). Generalized ordered logit/partial proportional odds models for ordinal dependent variables, *The Stata Journal*, 6(1), 52-82.
- Williamson, O.E. (1967). Hierarchical control and optimum firm size. *Journal of Political Economy*, 75, 123-138.
- Zavgren, C.V. (1985). Assessing the Vulnerability to failure of American Industrial Firms: A logistic Analysis. *Journal of Business and Finance Accounting*, 12(1), 19-45.
- Zwick, W., Velicer, R. & Wayne, F. (1986). Comparison of five rules for determining the number of components to retain. *Psychological Bulletin*, 99(3), 432-442.