



Munich Personal RePEc Archive

The Efficiency of Italian Banking System over 2006-2010. An Application of the Stochastic Frontier Approach.

Graziella Bonanno

University of Calabria, Department of Economics and Statistics

24. November 2012

Online at <http://mpa.ub.uni-muenchen.de/46684/>

MPRA Paper No. 46684, posted 3. May 2013 15:32 UTC

L'efficienza del sistema bancario italiano dal 2006 al 2010.

Un'applicazione delle frontiere stocastiche¹

Graziella Bonanno

Università della Calabria

Dipartimento di Scienze Economiche, Statistiche e Finanziarie

- Asse Attrezzato P. Bucci Cubo 0/C - 87036 Arcavacata di Rende (CS)

graziella.bonanno@unical.it

Riassunto L'obiettivo di questo lavoro è di analizzare l'efficienza del sistema bancario italiano dal 2006 al 2010. Applicando il metodo delle frontiere stocastiche ad un panel di 700 banche italiane, l'analisi è condotta stimando congiuntamente una funzione di costo e una funzione di efficienza (Battese e Coelli, 1995). Per la scelta delle variabili da utilizzare nelle stime si fa riferimento all'approccio di intermediazione (Sealey e Lindley, 1977) e si considerano come output bancari i crediti verso clienti, le commissioni attive e i titoli in portafoglio. I principali risultati che si ottengono sono quattro. In primo luogo, si evidenzia come l'efficienza dell'intero sistema bancario oscilli tra 0.8884, osservato nel 2007, e 0.8713 relativo al 2009. Tuttavia, l'efficienza non mostra alcuna dinamica regolare nel corso degli anni in esame. Inoltre, si le Banche di Credito Cooperativo (BCC) ottengono i più elevati livelli di efficienza di costo rispetto alle altre banche (Spa e popolari). In terzo luogo, lo studio indica che l'efficienza di costo tende a diminuire all'aumentare delle dimensioni degli istituti di credito. Infine, per quanto riguarda il ruolo delle determinanti dell'efficienza delle banche ("what makes a bank efficient") si osserva la presenza di una relazione di simultaneità tra l'efficienza e la qualità dei crediti in favore dell'ipotesi di *bad management* e di endogeneità delle sofferenze bancarie (Berger e De Young, 1997).

Parole chiave: banche, concentrazioni, efficienza di costo, qualità dei crediti, frontiere stocastiche, dati panel

Classificazione JEL: C33, D24, G14, G21, G34

1. Introduzione

Gli anni Novanta sono stati caratterizzati da intensi cambiamenti della regolamentazione dei sistemi bancari europei finalizzati a promuovere la concorrenza tra gli intermediari finanziari. Per questa ragione, si è assistito ad un forte processo di riorganizzazione del settore bancario sotto il profilo dimensionale, degli assetti proprietari e delle forme istituzionali delle aziende di credito. In Italia, uno dei fattori di innovazione a livello istituzionale è la profonda

¹ Desidero ringraziare i Professori Francesco Aiello, Filippo Domma e Giovanni D'Orio per le puntuali osservazioni e gli utili suggerimenti che mi hanno permesso di migliorare una precedente versione del lavoro. La responsabilità di eventuali errori ed omissioni è, comunque, mia.

deregolamentazione dell'attività creditizia. Un forte stimolo al cambiamento è dovuto ad una serie di interventi legislativi relativi alla liberalizzazione valutaria, alla rimozione dei vincoli all'apertura degli sportelli (Legge Amato-Carli del 1990), al recepimento della II Direttiva comunitaria e all'entrata in vigore del Testo Unico del 1993. Si tratta di interventi necessari, in quanto, a partire dagli anni Novanta, gli intermediari creditizi si confrontano su mercati aperti alla concorrenza, interna ed estera, in cui le banche operavano in ambiti relativamente protetti. Un altro fattore di stimolo al cambiamento è stato l'avvento delle tecnologie di comunicazione (Panetta, 2003) che, in qualche modo, hanno agevolato la concentrazione presso una o poche filiali della gestione dei servizi offerti alla clientela, che, al contrario, è localizzata in diverse aree del paese. L'ultima spinta al cambiamento è costituita dall'avvio dell'Unione Monetaria. Infatti, l'eliminazione del rischio di cambio nell'area dell'euro ha favorito l'espansione delle attività delle banche in mercati anche diversi da quelli di origine. In definitiva, si è assistito all'abbattimento di barriere geografiche alla concorrenza all'interno del paese e di barriere alla concorrenza tra i sistemi bancari nazionali.

Uno degli obiettivi dei processi di concentrazione che hanno caratterizzato le banche fin dai primi anni '90 è quello di aumentare l'efficienza di un settore produttivo che contribuisce ad orientare lo sviluppo del paese (Angelini e Cetorelli, 2004; Giannola, 2009; Messori *et al.*, 2003; Panetta, 2003). Se e come questo obiettivo sia stato conseguito è una questione ancora aperta.

In letteratura le declinazioni del concetto di efficienza sono diverse (Aigner *et al.*, 1977; Battese *et al.*, 2005; Farrell, 1957). In sintesi, per efficienza si intende il grado di aderenza di un processo di produzione ad uno standard di ottimalità ed, in senso tecnico, può essere intesa come la capacità dell'impresa di minimizzare le quantità di input per la produzione di un certo output, oppure di massimizzare la quantità di output dato un certo ammontare di fattori produttivi. In questo studio, l'analisi si concentra sull'efficienza di costo delle banche italiane e, quindi, l'attenzione è rivolta a stimare una corrispondenza tra le combinazioni di output e prezzi dei fattori e la minima spesa necessaria per produrre quell'output a determinati prezzi (Fabbri, 1996)².

² La distanza tra ciascuna osservazione e la frontiera può essere intesa come misura dell'inefficienza (Farrell, 1957). In merito al criterio utilizzato per individuare la frontiera, Leibenstein (1966) suggerisce che il complesso di scelte e di aggiustamenti conduce ad una situazione di equilibrio diversa da quella corrispondente alla perfetta efficienza delle imprese. Da questo deriva il concetto di *X-efficiency*, che misura la distanza tra i costi sostenuti dall'azienda e la frontiera definita non in base al minimo costo conseguibile in condizioni di efficienza assoluta, ma con riferimento all'impresa che consegue i migliori risultati, ovvero quella che, in qualche modo, fissa la *best-practice frontier* di un particolare campione.

Uno degli elementi innovativi del lavoro è legato alla particolare applicazione dell'approccio delle frontiere stocastiche. Si tratta di un metodo di tipo parametrico che gode di due vantaggi. Da un lato, prevede di distinguere la distanza dalla frontiera di massima efficienza in due componenti, una casuale e l'altra ascrivibile all'inefficienza pura. Inoltre, nella specificazione delle frontiere stocastiche proposta da Battese e Coelli (1995), che è quella utilizzata in questo studio, si stima simultaneamente la funzione di costo e l'equazione dell'inefficienza. In tal modo, si isola l'eterogeneità del campione attraverso l'introduzione di fattori individuali e di contesto che spiegano e influenzano la componente di inefficienza (Battaglia *et al.*, 2010). In tale direzione, questo studio è un'applicazione del modello di Battese e Coelli (1995) al caso delle banche italiane in anni relativamente recenti.

Per quanto riguarda la scelta delle variabili da inserire nella funzione di costo delle banche, si fa riferimento all'approccio di intermediazione (Sealey e Lindley 1977). Tale scelta dipende dal fatto che questo approccio considera in modo esplicito la particolare natura delle banche che è, per l'appunto, quella di svolgere la funzione di intermediari creditizi.

Un ulteriore aspetto di relativa originalità dell'analisi è legato al periodo considerato, che copre gli anni compresi tra il 2006 e il 2010. Si tratta di anni caratterizzati da una fase di forte instabilità dei mercati finanziari e che non sono stati ancora oggetto di studio in termini delle dinamiche dell'efficienza del settore bancario italiano. Questo articolo intende coprire questo vuoto e, a tal fine, utilizzando i dati dell'ABI, considera un panel di circa 700 banche osservate annualmente nel periodo 2006-2010.

I risultati dello studio sono, in alcuni casi, analoghi a quelli ottenuti da altri autori. In particolare, le BCC ottengono i livelli di efficienza di costo più elevati così come hanno mostrato anche Girardone, Molyneux e Gardener (2004) e Giordano e Lopes (2006). Inoltre, all'aumentare delle dimensioni degli istituti si registrano *scores* più bassi di efficienza di costo. Un analogo risultato è ottenuto da Inanoglu, Jacobs e Sickles (2010) nel caso delle banche americane dal 1990 al 2009. Infine, le banche minori mostrano le migliori performance (Giannola *et al.*, 1997; Molyneux, 2003). In altri casi, al contrario, si ottengono dei risultati innovativi rispetto a quelli presenti in letteratura. Ad esempio, è stato considerato l'indice di solvibilità come determinante dell'efficienza. Dall'analisi empirica è emerso che a valori più elevati di tale indice corrispondono valori più elevati dell'efficienza di costo. Inoltre, i risultati empirici sostengono l'ipotesi di *bad management* in base alla quale esiste una relazione di simultaneità tra l'efficienza e la qualità del credito.

Il lavoro è organizzato come segue. Il paragrafo 2 presenta una parte della letteratura esistente sulla stima dell'efficienza dei settori bancari dedicando particolare attenzione alle ragioni che motivano ciascun lavoro ed ai risultati ottenuti soprattutto per il caso italiano. Il paragrafo 3 illustra la metodologia utilizzata, mentre il paragrafo 4 descrive il campione e la scelta delle variabili introdotte nella funzione dei costi e nell'equazione dell'inefficienza. I risultati ottenuti sono illustrati e discussi nei paragrafi 5 e 6. Seguono le conclusioni.

2. Breve rassegna della letteratura empirica sull'efficienza dei settori bancari

Lo studio dell'efficienza dei settori bancari europei ha avuto un'ampia diffusione in seguito ai cambiamenti istituzionali che si sono verificati nel corso del tempo relativi alla deregolamentazione, alla globalizzazione e alle operazioni di fusione e acquisizione.

Si è assistito alla proliferazione di contributi scientifici caratterizzati da una certa arbitrarietà nella selezione dei modelli e delle tecniche di stima dell'efficienza. La scelta del metodo di stima risulta essere un aspetto fondamentale in questa classe di studi. Infatti, le indicazioni in merito ai risultati e all'esistenza di effettivi guadagni di efficienza non sono univoche. Tuttavia, anche nell'ambito della stessa tipologia di approcci di stima, i lavori giungono a conclusioni diverse, talvolta considerando perfino gli stessi periodi temporali.

In questo lavoro, l'attenzione è rivolta verso uno dei metodi maggiormente utilizzati negli studi sull'efficienza, ossia quello delle frontiere stocastiche (SFA). Si tratta di un metodo parametrico-stocastico che, oltre ad assegnare una distribuzione al termine d'errore, considera che la distanza di ogni *decision making unit* (DMU) dalla frontiera non sia dovuta solo all'inefficienza, ma anche ad un errore di tipo causale (Kumbhakar e Lovell, 2000). L'ampio utilizzo di questo metodo è per l'appunto dovuto alla possibilità di ottenere una stima dell'efficienza al netto di componenti di natura erratica.

Tra i contributi che utilizzano tale approccio, molti focalizzano l'attenzione sugli effetti derivanti dalle operazioni di concentrazione e sulla verifica che tali interventi abbiano comportato effettivi risparmi di costi e relativi guadagni di efficienza. Per esempio, Fontani e Vitali (2007) analizzano l'impatto dei cambiamenti strutturali osservati nell'ambito dei principali gruppi bancari italiani dal 1993 al 2004. La loro analisi si sofferma, in particolare, sulle numerose operazioni di concentrazione che, secondo gli autori, non necessariamente comportano guadagni di efficienza e riduzione della concorrenza. I risultati indicano la presenza di progresso tecnico e di economie di scala che consentono ai gruppi bancari di ottenere un sostanziale miglioramento di efficienza. Dongili, Rossi e Zago (2008) stimano l'efficienza di costo e di

profitto dei maggiori sistemi bancari europei (Francia, Germania, Italia, Spagna e Regno Unito), concentrandosi sugli anni 1995-2005, che rappresentano il periodo del recepimento delle principali direttive europee sull'armonizzazione dei sistemi bancari. I risultati mostrano che, in media, i sistemi bancari europei sono caratterizzati da un'elevata efficienza di costo, mentre i livelli di efficienza di profitto sono minori e decrescenti nel tempo. Le banche italiane si collocano in posizione intermedia, in quanto mostrano buoni livelli di efficienza di costo, ma minore capacità di ottenere guadagni in termini di profitto.

Molti lavori tengono conto dell'importanza di studiare l'evoluzione nei livelli di efficienza focalizzandosi su una particolare forma giuridica, sulla dimensione e sull'area geografica in cui le banche operano. Per esempio, Girardone, Molyneux e Gardener (2004) studiano l'efficienza del sistema bancario italiano per il periodo 1993-1996, differenziando l'analisi per area geografica e per tipo di banca, ovvero Società per Azioni (Spa), Banche di Credito Cooperativo (BCC) e banche Popolari (POP). Tale scelta è legata al tentativo di considerare i diversi obiettivi manageriali che caratterizzano le varie forme giuridiche (ovvero, la minimizzazione dei costi delle Spa piuttosto che gli scopi mutualistici delle BCC). Dai risultati emerge che l'inefficienza tende a ridursi nel corso del tempo e che i livelli più bassi di efficienza si registrano per le banche del Mezzogiorno, mentre, a livello nazionale, i migliori risultati sono ottenuti dalle BCC e da quelle popolari. Quest'ultimo risultato non sembra essere in linea con le trasformazioni in Spa di molti istituti in seguito alla legge Amato-Carli del 1990 che, facilitando tali trasformazioni, aveva anche lo scopo e l'aspettativa di aumentare le performance delle aziende di credito. Nella stessa direzione vanno i risultati ottenuti da Giannola, Lopes, Ricci e Scarfiglieri (1997), i quali, seguendo i criteri della Banca d'Italia, classificano gli istituti in banche maggiori, grandi, medie, piccole e minori. Dai risultati emerge che le banche minori e quelle piccole presentano un valore dell'efficienza che non si discosta da quello nazionale, con un contributo determinante delle banche del Nord-Est. Le banche grandi presentano un indice di inefficienza superiore alla media nazionale e, quindi, anche in questo caso, le evidenze empiriche mostrano risultati diversi da quelli attesi.

Un ulteriore aspetto da considerare in questa letteratura riguarda l'analisi dei fattori che influenzano l'inefficienza delle banche. In particolare, Berger e De Young (1997) propongono un approfondimento della relazione tra efficienza e comportamento dei manager, e sottopongono a verifica alcune ipotesi sul ruolo della qualità dei crediti nell'ambito di tale relazione. La prima ipotesi, quella del *bad management* assume, da un lato, che le inefficienze gestionali della banca determinino un deterioramento della qualità dei crediti e, dall'altro, che la qualità dei crediti

influenzi negativamente i livelli di efficienza. In altre parole, si ipotizza una simultaneità inversa. La seconda ipotesi, denominata *bad luck*, assume che le sofferenze siano determinate in maniera esogena e che dipendano da shock esterni. Pertanto, lo shock fa aumentare le sofferenze e ciò si ripercuote sull'efficienza. Si assume, quindi, che sia il contesto ambientale a determinare peggioramenti della qualità degli impieghi. Un'ulteriore tesi è quella denominata *skimping behaviour*, secondo la quale ad un aumento di efficienza segue un aumento delle sofferenze. L'ipotesi di fondo di questo approccio è che i manager scelgano di minimizzare i costi di breve periodo tralasciando la qualità dei crediti di lungo periodo. In sintesi, le differenze fra le tre ipotesi riguardano l'endogeneità dei *non-performing loans*, ossia se la qualità degli impieghi sia il frutto dei processi gestionali interni, oppure se sia un dato esogeno rispetto alla banca e, quindi, in grado di condizionarne l'efficienza. Si tratta di una linea di ricerca che, per il caso italiano, è stata affrontata da Giordano e Lopes (2006). In generale, i risultati ottenuti da questi due autori indicano che, per il periodo 1993-2003, le BCC registrano maggiori livelli di efficienza di costo e minori livelli di efficienza di profitto. Per le banche Popolari, invece, si ha una riduzione dell'inefficienza sia di costo sia di profitto. Pertanto, emerge che il processo di consolidamento del sistema bancario italiano motivato dalla volontà di raggiungere più elevati livelli di efficienza e caratterizzato dall'adozione diffusa della forma di Spa, non sembra trovare riscontro nelle evidenze empiriche. Per quanto riguarda la questione specifica dell'endogeneità delle sofferenze, la qualità degli impieghi è endogena, e, quindi, i risultati supportano l'idea di *bad management*, secondo cui una cattiva gestione interna determinerebbe la selezione di *non-performing loans*, i quali, a loro volta, influenzano l'efficienza. Infatti, se una banca scegliesse di risparmiare sui costi di controllo e monitoraggio del credito, otterrebbe come primo risultato un guadagno di efficienza di costo, ma registrerebbe anche una scarsa qualità dei crediti (Giordano e Lopes, 2006). Un ulteriore lavoro sull'analisi delle determinanti dei livelli di inefficienza delle singole banche è quello realizzato da Battaglia, Farina, Fiordelisi e Ricci (2010). La loro attenzione si concentra sulle BCC italiane dal 2000 al 2005, utilizzando, quindi, i dati di bilancio classificati in base alla normativa pre-IAS. Seguendo la specificazione di frontiera stocastica proposta da Battese e Coelli (1995), gli autori evidenziano che le BCC del Nord raggiungono livelli di efficienza di costo più elevati rispetto a quelle del Sud d'Italia. Tuttavia, la situazione si inverte quando si parla di efficienza di profitto. Infatti, le BCC del Mezzogiorno sono, sotto questo punto di vista, più efficienti rispetto alle altre BCC. Risultati interessanti emergono quando l'attenzione è rivolta ai fattori che influenzano l'inefficienza. Il primo risultato utile da ricordare è relativo ai *non performing loans*, i cui effetti sull'efficienza di costo e di profitto delle

BCC non sono statisticamente significativi, così come non è significativo l'impatto del PIL pro-capite regionale. Inoltre, la densità della popolazione e l'indice di concentrazione territoriale (calcolato come rapporto tra la popolazione residente nelle maggiori città della regione in cui la banca ha sede legale e quella residente altrove nel Paese) hanno un effetto significativamente negativo sui livelli di efficienza di costo. Effetti positivi, invece, sono determinati dall'indice di imprenditorialità del comune in cui la banca ha sede legale e dal numero di sportelli.

In sintesi, emerge che la letteratura esistente sulla misurazione dell'efficienza del sistema bancario italiano non fornisce chiare indicazioni sulla performance degli istituti di credito. Tuttavia, è possibile delineare almeno tre punti comuni evidenziati anche nella parte empirica di questo lavoro. In particolare, le banche più grandi raggiungono livelli di efficienza più bassi. Anche se apparentemente contro-intuitivo, si tratta di un aspetto studiato di recente nel lavoro di Inanoglu, Jacobs e Sickles (2010) dal quale emergono alcune motivazioni. Secondo gli autori, infatti, le difficoltà di misurazione delle grandi banche rappresentano la causa della bassa performance. Il secondo risultato abbastanza condiviso è relativo ai più elevati livelli di efficienza di costo delle banche localizzate nelle regioni settentrionali rispetto a quelle del Sud. Infine, un'ulteriore conclusione nota è che le BCC rappresentano la categoria di istituti creditizi più numerosa e più efficiente dal lato dei costi.

Dopo aver discusso brevemente sulle specificità e sui risultati raggiunti da alcuni studi che si occupano di studiare l'efficienza delle aziende di credito, nel paragrafo successivo si descrive la metodologia utilizzata in questo lavoro.

3. Metodologia

In questo paragrafo si descrive l'approccio delle frontiere stocastiche, che è la metodologia utilizzata per misurare l'efficienza delle banche italiane dal 2006 al 2010. Si tratta di un metodo che appartiene alla classe dei modelli parametrici, i quali, assegnando una distribuzione all'errore, consentono di fare inferenza sui parametri stimati.³ Un'ulteriore classificazione è quella che distingue i metodi stocastici da quelli deterministici. I primi tengono conto del fatto che una banca possa allontanarsi dalla frontiera efficiente anche per motivi di natura casuale e non solo per l'inefficienza.

³ La distinzione tra metodi parametrici e metodi non parametrici è relativa al fatto che i primi assegnano funzioni di densità alla componente stocastica del modello, mentre i metodi non parametrici definiscono solo la parte deterministica.

L'ampia diffusione delle frontiere stocastiche è dovuta al fatto che permette di scomporre l'errore in due parti, una attribuibile all'inefficienza e una ad errori *random* (da cui l'aggettivo stocastica nel nome del metodo). Sotto questo profilo le frontiere stocastiche sono, pertanto, preferibili ad uno dei metodi non parametrici più utilizzati, la DEA (*Data Envelopment Analysis*), la quale suppone che la distanza dalla frontiera sia spiegata interamente dall'inefficienza. La DEA non considera, quindi, errori casuali come possono essere, ad esempio, gli errori di misurazione delle variabili oppure quelli legati ad eventi non previsti. Il metodo delle frontiere stocastiche appare preferibile anche rispetto ad altri metodi parametrici, come il Thick Frontier Approach (TFA), perché garantisce la stima dei livelli di inefficienza per ogni singola DMU e, quindi, anche di un livello di efficienza del settore sotto analisi⁴.

Un ulteriore vantaggio del metodo SFA è la possibilità di inserire contestualmente nel modello di frontiera un insieme di variabili che spiegano la componente di inefficienza. In particolare, si fa riferimento al modello di Battese e Coelli (1995), in cui si stima in modo simultaneo il modello di frontiera e l'equazione dell'inefficienza. Questo metodo offre, quindi, la garanzia di considerare nelle stime della frontiera una componente di inefficienza resa esogena. Inoltre, Battaglia *et al.* (2010) sottolineano che in questa tipologia di applicazioni si tiene conto dell'eterogeneità delle banche incluse nel campione attraverso l'inserimento nell'equazione dell'inefficienza di variabili individuali e di contesto delle singole banche. In particolare, dal momento che si tratta di una stima simultanea, si tiene contemporaneamente conto di variabili che influenzano i costi delle banche in maniera indiretta perché ne influenzano l'efficienza (Lensink e Meesters, 2012).

Una delle questioni dirimenti di questo approccio è che, essendo di tipo parametrico, richiede l'attribuzione *ex ante* di una specifica forma funzionale della frontiera di costo e di una specifica distribuzione degli errori. Per quel che riguarda la forma funzionale della frontiera, in letteratura, si è consolidato l'uso di funzioni Cobb-Douglas (o di sue generalizzazioni). Per quanto riguarda le ipotesi relative alla distribuzione delle componenti erratiche, si ipotizza una funzione Normale per la parte casuale e una distribuzione semi-Normale per la componente di inefficienza (Dongili, Rossi e Zago, 2008; Turati, 2008). Inoltre, gli errori casuali sono considerati indipendenti dal termine associato all'inefficienza (Fiordelisi, Marques-Ibanez e Molyneux, 2010; Giordano e Lopes, 2006). Infine, si assume che tutte le banche siano

⁴ Il TFA è un metodo parametrico che permette di ottenere i valori previsti di performance a partire da una determinata specificazione funzionale della frontiera (di produzione o di costo). Secondo tale metodo, i valori della frontiera vengono raggruppati in intervalli quartili, assumendo che le differenze fra i valori previsti all'interno di ciascun intervallo siano espressione di fluttuazioni casuali, mentre le differenze rilevabili tra intervalli siano dovute all'inefficienza (Berger e Humphrey 1997).

confrontate con quella più efficiente e che rappresenta, quindi, il *benchmark* (Liebenstein, 1966), che esista un'unica funzione di produzione e che il contesto istituzionale sia comune a tutte le banche.

Per poter giungere alla stima dell'efficienza attraverso il metodo SFA, come già detto, occorre assegnare alla frontiera di costo una forma funzionale, che, in questo lavoro si assume sia di tipo Cobb-Douglas:

$$Costi_{it} = C(y, w) \exp(v) \exp(u) = \prod_j y_{ij}^{\beta_j} \cdot \prod_n w_{in}^{\gamma_n} \cdot e^{v_{it} + u_{it}} \quad (1)$$

Tale funzione rispetta le assunzioni di non-negatività, concavità ed omogeneità lineare rispetto ai prezzi degli input (per una trattazione dettagliata si rimanda a Kumbhakar e Lovell, 2000). La funzione $C(\cdot)$ indica il costo minimo per produrre un vettore di output y dato un vettore di prezzi w .

La frontiera stocastica in forma log-lineare assume la seguente espressione:

$$\log Costi_{it} = \sum_{j=1}^J \beta_j \log y_{ij} + \sum_{n=1}^N \gamma_n \log w_{in} + u_{it} + v_{it} \quad (2)$$

in cui $Costi_{it}$ è il costo totale sostenuto dalla i -esima banca al tempo t ; y_{ij} rappresenta il valore del j -esimo output ottenuto dalla banca i nell'anno t ; w_{in} è il costo dell' n -esimo input utilizzato dalla banca i nell'anno t ; β_j e γ_n sono i rispettivi parametri da stimare; u_{it} rappresenta la componente erratica che misura l'inefficienza. Si tratta di una variabile non negativa; v_{it} è, invece, l'errore casuale; con $j = 1, \dots, J$ e $n = 1, \dots, N$.

Il metodo di stima è quello della massima verosimiglianza. In letteratura, sono presenti altri metodi di stima sia per dati *cross section* che per dati *panel*, ma quello della massima verosimiglianza appare preferibile perché consente di ottenere stimatori consistenti ed efficienti (Kumbhakar e Lovell, 2000; Mastromarco, 2007).

Si assume che la funzione di costo rispetti il vincolo di omogeneità di grado uno relativamente al prezzo degli input, ovvero:

$$\sum_n \gamma_n = 1 \quad (3)$$

In tal modo, si garantisce la differenziabilità della funzione di costo e, quindi, il raggiungimento di un punto di minimo. Per tale motivo e al fine di tenere conto dell'omogeneità

lineare della funzione dei costi rispetto al prezzo dei fattori produttivi, il modello stimato può essere espresso nel seguente modo:

$$\log \frac{Costi_{it}}{w_{it}^r} = \beta_0 + \beta_1 \log y_{1it} + \beta_2 \log y_{2it} + \beta_3 \log y_{3it} + \gamma_1 \log \frac{w_{1it}}{w_{it}^r} + \gamma_2 \log \frac{w_{2it}}{w_{it}^r} + u_{it} + v_{it} \quad (4)$$

Inoltre, la misura di efficienza di costo può essere espressa come il rapporto tra il livello minimo di costo sostenuto dalla banca se fosse efficiente e il livello di costo effettivamente osservato, ovvero:

$$CE_{it} = \frac{C(y_{it}, w_{it}) \exp(v_{it})}{C(y_{it}, w_{it}) \exp(v_{it}) \exp(u_{it})} = \exp(-u_{it}) \quad (5)$$

Il numeratore di questo rapporto rappresenta il costo minimo, in quanto la spesa osservata non può che essere maggiore o uguale all'espressione stessa, dal momento che l'eccesso è attribuibile alla componente di inefficienza (Battese *et al.*, 2005). L'espressione (5) indica, quindi, il rapporto fra il costo sostenibile, nell'ipotesi in cui l'unità statistica risulti efficiente, ed il costo effettivamente sostenuto.

In modo analogo alle specificazioni econometriche più utilizzate in letteratura, si assume che l'errore casuale si distribuisca come una Normale con media zero e l'inefficienza come una Normale troncata secondo la specificazione di Battese e Coelli (1995). Si assume, inoltre, che l'errore casuale sia indipendentemente e identicamente distribuito. Formalmente,

$$v_{it} \sim iidN(0, \sigma_v^2) \quad (6)$$

$$u_{it} \sim N^+(z' \eta, \sigma_u^2) \quad (7)$$

Battese e Coelli (1995) suggeriscono di inserire nel modello di frontiera per dati panel variabili z_{it} che influenzano direttamente i livelli di inefficienza e indirettamente anche i costi delle banche. La componente di inefficienza può, quindi, essere specificata nel modo seguente:

$$u_{it} = \sum_{k=1}^K \eta_k z_{itk} + e_{it} \quad (8)$$

dove z_{itk} rappresenta la k-esima variabile che, al tempo t , influenza la banca i-esima; con $k = 1, \dots, K$.

L'idea è di stimare in maniera simultanea le equazioni (4) e (8), in modo da inserire nella funzione di costo la componente di inefficienza spiegata da variabili z che la influenzano (Battese e Coelli, 1995), e per questo, resa esogena. In particolare, il termine di errore u è costituito da una componente deterministica, che dipende da un vettore di fattori osservabili, z , e da una componente puramente casuale non osservabile, e . Infine, per garantire la non-negatività di u deve valere la disuguaglianza $e \geq -z'\eta$.

Come già accennato, un ulteriore vantaggio di tale specificazione è legato al fatto di considerare l'eterogeneità delle banche del campione (Battaglia *et al.*, 2010; Bos *et al.*, 2005). Per tenerne conto e per evitare eventuali problemi di distorsione, si stima simultaneamente l'equazione (8) eliminando i limiti dell'approccio cosiddetto "two steps" (Greene, 1993), secondo il quale l'inefficienza viene prima stimata nell'ambito di un modello base (equazione 4) e poi utilizzata come variabile dipendente in un successivo modello. In particolare, come evidenziano Lensink e Meesters (2012) e Wang e Schimdt (2002), nell'approccio *two steps* potrebbero incorrere problemi di distorsione derivanti dal fatto che, nella stima della frontiera di costo, si ipotizza che la componente di inefficienza si distribuisca in maniera identica e indipendente, mentre, nella stima dell'equazione dell'inefficienza, si assume che essa dipende da una serie di variabili esplicative.

4. Dati e variabili

I dati utilizzati sono estratti dall'archivio *ABI Banking Data* dell'Associazione Bancaria Italiana (ABI), in cui sono disponibili i bilanci delle banche italiane dal 1993 al 2010. Il periodo scelto ai fini di questa analisi è quello compreso tra il 2006 e il 2010 e tale scelta dipende dalle seguenti considerazioni. In primo luogo, l'efficienza del sistema bancario italiano negli anni Novanta e nei primi anni 2000 è stata già studiata in molti lavori (cfr. § 2). Inoltre, il 2005 è da considerarsi come spartiacque tra la legislazione derivante dal decreto legislativo n°87 del 1992 e quella derivante dalla normativa comunitaria che prevede l'introduzione dei principi internazionali di contabilità, i cosiddetti IAS (*International Accounting Standards*). Nel 2005, l'adozione dei principi IAS era obbligatoria solo a livello consolidato, mentre, era facoltativo per le singole banche. Tuttavia, l'obbligatorietà dell'adesione decorre dal 1° gennaio 2006 anche per le singole banche. Poiché, le voci di bilancio "pre-IAS" e quelle imputate secondo i principi internazionali non sono confrontabili, si è preferito effettuare l'analisi per il periodo più recente.

Nella tabella 1 si presentano alcuni dati del campione di banche in esame. Si fa riferimento al numero di banche classificate in base alla forma giuridica, alla dimensione e

all'area territoriale in cui è localizzata la sede legale. Nel campione sono presenti 686 banche nel 2006, 692 nel 2007, 689 nel 2008, 686 nel 2009 e 648 nell'ultimo anno. Il campione è costituito da BCC (63%), Società per Azioni (32%) e banche Popolari (6%). Come si può notare, la maggior parte delle banche sono piccole e minori (92% del campione nel 2006 e 88% nel 2010). Inoltre, il numero di banche che hanno sede legale nel Nord è pari al 60% del campione. Si tratta di un valore molto più elevato di quello associato alle banche che hanno sede legale nel Sud (20%).

La dimensione media espressa in termini di Totale Attivo oscilla tra 2,764 milioni di euro nel 2006 e 3,117 nel 2010 (tabella 2). Occorre ricordare, inoltre, che circa l'85% del totale attivo dell'intero settore proviene dalle Spa, il 10% dalle POP e il 5% dalle BCC.

Tabella 1. Composizione delle banche del campione per forma giuridica, classe dimensionale e area territoriale⁵

	2006	2007	2008	2009	2010
Banche	686	692	689	686	648
di cui:					
<i>SPA</i>	218	218	222	233	207
<i>POP</i>	37	38	39	39	35
<i>BCC</i>	431	436	428	414	406
<i>Banche Minori</i>	514	520	521	517	496
<i>Banche Piccole</i>	118	119	118	121	109
<i>Banche Medie</i>	32	35	33	29	29
<i>Banche Grandi</i>	13	11	10	12	10
<i>Banche Maggiori</i>	9	7	7	7	4
<i>Area Nord-Ovest</i>	151	149	144	152	138
<i>Area Nord-Est</i>	241	242	242	239	231
<i>Area Centro</i>	151	150	154	150	144
<i>Area Sud e Isole</i>	143	151	149	145	135

Fonte: elaborazione su dati ABI.

⁵ La classificazione dimensionale e quella territoriale presente nella banca dati ABI sono quelle proposte dalla Banca d'Italia. In particolare, le dimensioni sono definite in base a impieghi e depositi, numero di dipendenti e numero di sportelli. La classificazione territoriale consiste nei seguenti raggruppamenti geografici: Nord-Ovest (Liguria, Lombardia, Piemonte, Valle d'Aosta); Nord-Est (Emilia Romagna, Friuli Venezia Giulia, Trentino, Veneto); Centro (Abruzzo, Lazio, Marche, Toscana, Umbria); Sud e Isole (Basilicata, Calabria, Campania, Molise, Puglia, Sicilia, Sardegna).

Per quanto riguarda la dimensione delle banche raggruppate per area geografica, si nota che quelle più grandi sono localizzate nel Nord-Ovest che, registrando un valore medio del totale attivo pari a 5,762 milioni di euro nel 2010, sono seguite da quelle del Centro d'Italia (3,182 milioni di euro) e da quelle del Nord-Est (2,883 milioni di euro). Infine, le banche del Sud presentano una media del totale attivo di poco superiore a 742 milioni di euro, ossia un valore 8 volte inferiore a quello osservato per le banche del Nord-Ovest.

Tabella 2. Valori medi per area geografica del Totale Attivo delle banche del campione

(valori costanti in milioni di euro - Indice NIC Istat, anno base = 1995)

	2006		2007		2008		2009		2010	
	Numero banche	Totale Attivo	Numero banche	Totale Attivo	Numero banche	Totale Attivo	Numero banche	Totale Attivo	Numero banche	Totale Attivo
Nord-Ovest	151	6,011	149	6,955	144	8,210	152	7,464	138	5,762
Nord-Est	241	1,636	242	1,884	242	1,877	239	2,045	231	2,883
Centro	151	3,250	150	3,106	154	3,238	150	3,381	144	3,182
Sud	143	725	151	701	149	712	145	768	135	742
Totale	686	2,764	692	2,983	689	3,253	686	3,268	648	3,177

Fonte: elaborazioni su dati ABI.

Si osserva che la categoria di banche di maggiore dimensione media è quella delle Spa (8,001 milioni di euro nel 2010), seguite dalle POP (6,689 milioni di euro) e dalle BCC, il cui totale attivo medio è pari a circa 318 milioni di euro nel 2010 (tabella 3).

Tabella 3. Valori medi per categoria giuridica del Totale Attivo delle banche del campione

(valori costanti in milioni di euro - Indice NIC Istat, anno base = 1995)

	2006		2007		2008		2009		2010	
	Numero banche	Totale Attivo	Numero banche	Totale Attivo	Numero banche	Totale Attivo	Numero banche	Totale Attivo	Numero banche	Totale Attivo
SPA	218	7,327	218	7,845	222	8,593	233	8,082	207	8,001
BCC	431	241	436	257	428	278	414	301	406	318
POP	37	5,276	39	6,368	39	5,506	39	6,001	35	6,689
Totale	686	2,764	692	2,983	689	3,253	686	3,268	648	3,117

Fonte: elaborazioni su dati ABI.

Per quel che riguarda le variabili da utilizzare nell'analisi econometrica, occorre osservare che vi è un ampio dibattito tra l'approccio del valore aggiunto (o di produzione) e quello di intermediazione (Sealey e Lindley, 1977). Questi due approcci si distinguono essenzialmente per la definizione degli input e degli output da inserire nella stima di una frontiera di efficienza. L'approccio del valore aggiunto considera prestiti e depositi come output del processo produttivo di una banca, mentre gli input sono il lavoro e il capitale fisico. Pertanto, l'approccio di produzione considera le banche al pari di altre imprese produttrici di servizi e prodotti. Al contrario, l'approccio di intermediazione individua gli impieghi come output di una banca e il lavoro, il capitale e i depositi come fattori produttivi. In tal caso, quindi, la banca è intesa come una particolare impresa che raccoglie e gestisce i depositi bancari per offrire impieghi alla clientela. Tra queste due posizioni estreme, esistono frequenti combinazioni dei due approcci, in cui, per esempio, nelle stime delle funzioni di costo, si considerano i prestiti e i depositi come output e il costo del lavoro, del capitale e della raccolta come prezzi degli input. In alcuni lavori (Giordano e Lopes, 2008), si tende a considerare nell'ambito degli output anche i ricavi provenienti dai servizi, ossia le commissioni, introducendo, quindi, variabili di flusso e non solo variabili di stock, quali sono il totale degli impieghi e il totale dei depositi. Nella vasta rassegna sugli studi che misurano l'efficienza dei sistemi bancari proposta Berger e Humphrey (1997) si giunge alla conclusione che l'approccio di intermediazione risulta più appropriato per valutare le istituzioni finanziarie. Per tali motivi, le variabili da inserire nel modello in questo studio sono scelte seguendo tale approccio, tenuto conto della particolarità dei servizi offerti dalle banche. Poiché si fa riferimento ad un'estensione dell'approccio di intermediazione, si introduce nel modello una variabile di flusso come altro output, ossia le commissioni bancarie (Dongili e Zago, 2005). Tale scelta è giustificata dalla considerazione che oggi le banche offrono una serie di servizi "collaterali" per i quali ottengono commissioni attive⁶. La tabella 4 riassume le variabili introdotte nella stima della funzione di costo.

Sebbene esista molto dibattito sulle specificazioni di input e output da scegliere negli studi di efficienza delle banche, vi è un certo consenso nel considerare i crediti verso clienti (y_1) come l'output bancario per eccellenza⁷. Secondo quanto proposto da vari autori⁸, si considerano,

⁶ Nello specifico, si tratta di ricavi provenienti da operazioni di negoziazione di strumenti finanziari e valute, di custodia e amministrazione titoli, di attività di consulenza, di gestione di prodotti assicurativi, di incasso e pagamento, di esattorie e ricevitorie (ABI).

⁷ Tale voce comprende conti correnti, pronti contro termine attivi, mutui, carte di credito, prestiti personali e cessioni del quinto, operazioni relative a locazione finanziaria e factoring, attività deteriorate, titoli di debito strutturati e altri titoli.

⁸ Barra, Destefanis e Lubrano-Lavadera (2011), Fiordelisi, Marques-Ibanez e Molyneux (2010), Giordano e Lopes (2008), Hunter e Timme (1995).

inoltre, tra gli output, i guadagni derivanti da attività non tradizionali, utilizzando come proxy le commissioni attive (y_2), le quali comprendono proventi derivanti da servizi di varia natura e costituiscono un'importante variabile che aiuta ad identificare la performance delle banche. Il terzo output utilizzato in questo lavoro è rappresentato dai titoli (y_3), ossia dai prestiti verso altre banche, titoli di capitale e obbligazioni (Barra, Destefanis e Lubrano-Lavadera, 2011).

Dal lato degli input, la scelta è ricaduta sul lavoro, sul capitale e sulla raccolta, così come suggerisce l'approccio di intermediazione. Il lavoro (x_1) è misurato come il numero dei dipendenti delle singole banche. Il costo del lavoro (w_1) è calcolato come il rapporto tra le spese del personale e il numero dei dipendenti.

Tabella 4. Definizione delle variabili incluse nella funzione di costo

Variabili	Nome	Definizione
y_1	Prestiti	Crediti verso la clientela (Variabile di stock)
y_2	Commissioni Attive	Guadagni non derivanti dalle attività tradizionali di impiego e di raccolta delle banche (Variabile di flusso)
y_3	Titoli	Somma di crediti verso altre banche, titoli di capitale e titoli obbligazionari (Variabile di stock)
x_1	Lavoro	Numero di dipendenti
x_2	Capitale	Prodotto Bancario Lordo
x_3	Depositi	Totale debiti verso la clientela
w_1	Costo del lavoro	Rapporto tra spese del personale e numero dei dipendenti
w_2	Costo del capitale	Rapporto tra altre spese ⁹ e Prodotto Bancario Lordo
w_3	Costo della raccolta	Rapporto tra interessi passivi su debiti verso i clienti e debiti verso la clientela
$Costi(y, w)$	Costi totali	$w_1x_1 + w_2x_2 + w_3x_3 =$ Spese amministrative + Ammortamento immobilizzazioni + Interessi passivi + Costi operativi + Commissioni passive

⁹ Le altre spese comprendono i costi che non sono stati impiegati altrove nella funzione di costi. Tale voce comprende le spese relative alle commissioni passive, ai costi operativi, agli ammortamenti delle immobilizzazioni, alle spese amministrative che non fanno riferimento alle spese del personale e agli interessi passivi che non si riferiscono a quelli calcolati sui depositi. Sostanzialmente, al fine di calcolare il costo del capitale inteso in senso ampio, si fa riferimento a costi come canoni di locazione, spese per la pulizia dei locali, manutenzione, energia elettrica, riscaldamento e acqua, spese telefoniche, cancelleria varia.

Nel caso del capitale, i problemi di misurazione sono più complessi e, non a caso, si tratta della variabile in cui la soggettività degli studiosi emerge con maggiore intensità. Alcuni autori considerano il costo del capitale fisico, calcolato come il rapporto tra il deprezzamento e l'ammontare delle immobilizzazioni materiali (Fiordelisi, Marques-Ibanez e Molyneux, 2010). Tuttavia, appare restrittivo includere nel capitale delle banche solo le immobilizzazioni materiali anche perché non si terrebbe conto del capitale, inteso in senso ampio come ciò di cui le banche si servono per svolgere la loro attività. Si considerino, per esempio, le banche telematiche che svolgono le loro attività con un capitale fisico molto ridotto. Barra *et al.* (2011) misurano il prezzo del capitale come rapporto fra la somma di spese amministrative, ammortamenti e costi operativi e il numero degli sportelli. Giordano e Lopes (2008) considerano lo stesso numeratore utilizzato in Barra *et al.* (2011) e lo rapportano al totale dei fondi raccolti. Un'accezione più ampia del concetto di capitale è proposta da Fontani e Vitali (2007), i quali calcolano il costo del capitale come rapporto tra patrimonio di vigilanza e prodotto bancario loro¹⁰.

Tenendo conto delle precedenti considerazioni, il costo del capitale (w_2) è misurato come rapporto tra le spese che non sono considerate nelle altre variabili di input del modello di frontiera e il prodotto bancario lordo (x_2). Il numeratore comprende, quindi, le spese amministrative al netto delle spese del personale, i costi operativi, gli interessi passivi al netto di quelli su debiti verso clienti, gli ammortamenti delle immobilizzazioni e le commissioni passive. Tra le spese amministrative sono comprese voci di costo, quali quelle relative ad energia elettrica, canoni di locazione e manutenzioni di vario tipo.

Infine, il terzo input considerato è costituito dalla raccolta presso la clientela (x_3) il cui costo (w_3) è dato dal rapporto tra gli interessi passivi su debiti verso i clienti e l'ammontare dei depositi.

La variabile dipendente della funzione di costo, $Costi(y, w)$, indica il totale dei costi sostenuti dalle singole banche e sono calcolati come la somma tra spese amministrative, interessi passivi, costi operativi, commissioni passive e ammortamento delle immobilizzazioni.

¹⁰ Il patrimonio di vigilanza, il cui calcolo trova fondamento normativo negli Accordi di Basilea, è il principale parametro di riferimento per le valutazioni in merito alla solidità bancaria. Esso viene calcolato partendo dal patrimonio di base aumentato del cosiddetto patrimonio supplementare calcolati mediante l'applicazione dei filtri prudenziali. Rappresenta così una grandezza che esprime un presidio contro i rischi di mercato. Il prodotto bancario lordo, invece, è dato dalla somma tra gli impieghi, la raccolta diretta e la raccolta indiretta. Gli impieghi sono sostanzialmente costituiti dai crediti verso clienti, la raccolta diretta dai debiti verso clienti, mentre la raccolta indiretta è data dalla somma tra risparmio gestito e risparmio amministrato. Il risparmio gestito rappresenta l'ammontare dei fondi che la banca gestisce per conto dei risparmiatori ed è rappresentato dai fondi comuni di investimento, fondi pensione ed altro. Il risparmio amministrato è dato da investimenti in titoli azionari ed obbligazionari che la banca amministra appunto per conto dei suoi clienti.

Tabella 5. Valori medi delle variabili di input ed output dal 2006 al 2010
(valori costanti in migliaia di euro - Indice NIC Istat, anno base = 1995)

Variabili	2006	2007	2008	2009	2010
<i>Costi</i>	130,896.80	182,002.70	202,113.20	152,767.80	142,596.90
$y_1 = \text{crediti verso clienti}$	1,302,929	1,654,131.00	1,735,899	1,711,587	1,947,854
$y_2 = \text{commissioni attive}$	31,037.42	28,699.98	25,731.38	25,755.05	23,216.43
$y_3 = \text{titoli}$	456,294.50	793,722.50	918,016.90	904,779.90	564,278.70
$w_1 = \text{costo del lavoro}$	52.32	52.88	53.97	53.26	52.97
$w_2 = \text{costo del capitale}$	0.0286	0.0891	0.0443	0.0991	0.0667
$w_3 = \text{costo della raccolta}$	0.0112	0.0149	0.0172	0.0119	0.0073
<i>Osservazioni</i>	597	634	680	639	596

Fonte: elaborazioni su dati ABI.

Nella tabella 5 sono riportati i valori medi annuali delle variabili incluse nelle stime della frontiera dei costi. Il livello medio dei costi, in migliaia di euro, aumenta tra il 2006 e il 2008, per poi ridursi in misura notevole nei due anni successivi. Lo stesso andamento è stato registrato dai crediti verso i clienti (y_1), ad eccezione dell'ultimo anno in cui registrano un incremento. Questi dati sembrano indicare la presenza di un buon andamento delle performance degli istituti di credito, poiché da un lato si assiste ad una tendenziale riduzione dei costi e dall'altro si osserva una crescita dei crediti verso la clientela.

E' interessante analizzare il costo del capitale (w_2) che segue un andamento molto altalenante e che oscilla tra il 3% del 2006, il 9% nel 2007, il 4% nel 2008, il 10% nel 2009 e il 7% nell'ultimo anno. Per quanto riguarda il costo del lavoro, si osservi che nel 2008 ha avuto un considerevole innalzamento e questo risultato è legato al fatto che il numero dei dipendenti è diminuito da 341 mila unità nel 2007 a 335 mila unità nel 2008) a causa, verosimilmente, delle operazioni di ristrutturazione dovute alla crisi finanziaria.

In precedenza, si è già discusso dell'utilità di stimare una frontiera stocastica di costo considerando la specificazione di Battese e Coelli (1995), la quale consente la stima simultanea delle equazioni (4) e (8). Ciò implica la necessità di definire anche le determinanti dell'inefficienza descritte nella tabella 6.

Tabella 6. Definizione delle esplicative della componente di inefficienza

Variabili	Nome	Definizione
z_1	Qualità dei crediti	Rapporto tra sofferenze e crediti verso clienti
z_2	Indice di solvibilità	Rapporto tra patrimonio di vigilanza e attività ponderate per il rischio; si tratta di una proxy del rischio cui sono soggette le banche. Tale misura tiene conto delle direttive presenti nella normativa di Basilea
z_3	Indice di Herfindahl	Calcolato come la somma del quadrato delle quote espresse come rapporto tra l'attivo di ciascuna banca e il totale attivo del settore; è una proxy della concentrazione del settore di attività
z_4	<i>Cost/Income</i>	Rapporto tra costi operativi e margine di intermediazione; si tratta di una proxy della performance delle banche
z_5	Tempo	<i>Time trend</i>
d_{spa}, d_{pop}	Forma giuridica	Dummies per forma giuridica (Gruppo di controllo: BCC)
$d_{minori}, d_{medie}, d_{grandi}, d_{maggiori}$	Dimensione	Dummies per classe dimensionale (Gruppo di controllo: banche piccole)
$d_{nordovest}, d_{centro}, d_{sud}$	Localizzazione geografica	Dummies per area territoriale (Gruppo di controllo: banche con sede legale nel Nord-Est)

Una prima variabile che spiega l'efficienza delle banche è rappresentata dalla qualità degli impieghi (z_1), data dal rapporto tra i crediti in sofferenza e il totale dei crediti verso i clienti (Berger e De Young, 1997; Giordano e Lopes, 2008)¹¹.

Al fine di tenere conto della posizione di rischiosità in cui si trova l'istituto di credito e dell'effetto che ciò potrebbe avere sugli *score* di efficienza, si introduce nell'equazione (8) un indicatore di solvibilità delle banche (z_2), calcolato come il rapporto tra il patrimonio di vigilanza e le attività ponderate per il rischio¹². Esso rappresenta una misura di adeguatezza patrimoniale delle banche in relazione al rischio di credito da esse sostenuto.

¹¹ A tal proposito, è interessante capire quale sia la natura del nesso di causalità che lega i *non performing loans* e l'efficienza degli intermediari. Berger e De Young (1997) propongono alcune ipotesi interpretative riguardo alla relazione tra l'efficienza e il comportamento dei manager, tra cui quella di *bad management, bad luck* e *skimping behaviour*, di cui si è già discusso (cfr. § 2).

¹² I rischi di credito considerati dalle direttive di Basilea sono il rischio operativo (il rischio di perdita dovuto ad errori nella gestione delle ordinarie attività bancarie), il rischio di mercato (il rischio di perdita per la variazione del valore per gli strumenti finanziari) e il rischio di credito (rischio di perdita per controparte insolvente).

Inoltre, è utile considerare il peso di ciascuna banca all'interno del settore e, in tale direzione, è stata inserita una proxy della concentrazione del settore, ovvero l'indice di Herfindahl (z_3), calcolato come la somma del quadrato delle quota di mercato di ciascuna azienda di credito. Si tratta di una questione già affrontata in molti lavori (Casu e Girardone, 2009; Dongili, Rossi e Zago, 2008; Fontani e Vitali, 2007) interessati a verificare se una maggiore concentrazione del settore, come quella avvenuta per il settore bancario italiano a partire dagli anni '90, possa aver influenzato i livelli di efficienza delle banche. In generale, l'esito è incerto, poiché, se da un lato, le operazioni di consolidamento hanno comportato un aumento delle dimensioni con probabili e attesi aumenti dei livelli di efficienza, dall'altro lato potrebbero provocare una diminuzione della competitività delle banche. Turati (2008) propone un modello che cattura la relazione tra redditività ed efficienza. I risultati sostengono l'idea di un settore bancario non concorrenziale e, secondo l'autore, le operazioni di consolidamento comportano un aumento del potere contrattuale delle banche, sfavorevole per la clientela. Nella tabella 7 è riportata l'evoluzione dell'indice di Herfindahl (z_3) calcolato per il campione in esame dal 2006 al 2010. Come si nota, in questi anni il settore bancario italiano è stato interessato da un tendenziale aumento della concentrazione (l'indice raddoppia dal 2006 al 2010, passando da 0.0277 a 0.0559).

Le variabile "Cost/Income" (z_4) è misurata dal rapporto tra costi operativi e margine di intermediazione ed è introdotta come variabile di controllo. Si tratta di una variabile che, in letteratura, viene spesso utilizzata come indicatore di performance degli istituti di credito (Weill, 2004). Valori elevati di tale indice indicano più basse performance dell'istituto di credito dovute ad un'incidenza maggiore dei costi sul risultato della gestione caratteristica. Il segno atteso del coefficiente legato a tale variabile va nella direzione di misurare un effetto positivo sull'inefficienza, ovvero per valori più alti dell'indice ci si aspetta un più elevato livello di inefficienza.

Tabella 7. L'indice di Herfindahl dal 2006 al 2010

	2006	2007	2008	2009	2010
	0.0277	0.0420	0.0449	0.0455	0.0559
<i>Oss.</i>	686	682	689	686	648

Fonte: elaborazioni su dati ABI.

Infine, si sono inserite alcune variabili dicotomiche allo scopo di tener conto del fatto che eventuali differenze nei livelli di efficienza di costo possano essere determinate dalla categoria giuridica, dalla localizzazione geografica e dalla dimensione degli intermediari¹³, mentre la variabile z_5 rappresenta il *time trend* ed è stato considerato per depurare le stime dall'effetto temporale (Tabella 6). Si è scelto di inserire un trend crescente di tipo lineare. Esso cattura gli effetti di natura esogena sull'efficienza quali, ad esempio, quelli relativi ai cambiamenti tecnologici.

5. Stime econometriche della funzione di costo e dell'equazione di inefficienza

Le stime sono state realizzate mediante l'uso del software *R-project*. La tabella 8 mostra i risultati relativi alla funzione dei costi (eq. 4).

Tabella 8. Stime della funzione di costo delle banche italiane dal 2006 al 2010

	Coefficienti	SE	z-value	p-value
Intercetta	-0.50***	0.090	-5.58	0
log y_1	0.61***	0.007	92.15	0
log y_2	0.19***	0.007	28.35	0
log y_3	0.11***	0.004	29.10	0
log (w_1/w_3)	0.51***	0.012	41.70	0
log (w_2/w_3)	0.43***	0.013	33.61	0
sigma2 ¹⁴	71.06***	17.45	4.07	0
gamma ¹⁵	0.9996***	0.0001	8984	0
Log-likelihood	165.7756			

Livelli di significatività: '***' = 0.001; '**' = 0.01; '*' = 0.05; '.' = 0.1; ' ' = 1.

Fonte: elaborazioni su dati ABI.

¹³ Per tale motivo, si considerano variabili binarie che identificano i vari istituti a seconda della categoria giuridica, della localizzazione territoriale e della dimensione. Tutte le classificazioni sono quelle relative alla tabella 1.

¹⁴ $\text{sigma2} = \sigma_u^2 + \sigma_v^2$; si tratta della varianza dell'errore composto, data dalla somma delle varianze delle due componenti.

¹⁵ $\text{gamma} = \frac{\sigma_u^2}{\sigma^2}$; il valore zero di tale parametro indica che deviazioni dalla frontiera sono dovute solo all'errore casuale; mentre valori prossimi a uno di gamma comportano che la distanza dalla frontiera sia dovuta all'inefficienza. Esso rappresenta il parametro che, nella tecnica di Jondrow *et al.* (1982) viene usato per scorporare la componente di inefficienza (tecnica JLMS).

I coefficienti stimati rappresentano le elasticità dei costi rispetto alle variabili inserite nel modello. Tali elasticità sono tutte positive e significative. In particolare, i costi sono più sensibili a variazioni degli impieghi tradizionali, ossia i crediti verso clienti (0.61). In tal caso, infatti, l'elasticità assume un valore più elevato rispetto ai parametri stimati per gli altri due output, le commissioni attive e i titoli (rispettivamente, 0.19 e 0.11). Per quanto riguarda le elasticità dei costi rispetto al prezzo degli input, la funzione di costo risponde con maggiore intensità a variazione del costo del lavoro (0.51), seguito dalla sensibilità dei costi rispetto al prezzo del capitale (0.43) e a quello dei fondi raccolti (0.06)¹⁶.

Una maggiore attenzione è rivolta alla tabella successiva (tabella 9), nella quale sono riportate le stime relative all'equazione dell'inefficienza (equazione 8) e dalla quale emerge l'effetto di variabili individuali e di contesto sui livelli di u .

La prima evidenza è la relazione negativa tra l'incidenza delle sofferenze (z_1) e i livelli di inefficienza. Tale risultato, al contrario del contributo di Battaglia *et al.* (2010), in cui la relazione tra efficienza e *non-performing loans* risulta non significativa, indica che un valore più elevato di tale rapporto, ossia una minore qualità dei crediti, comporta una minore (maggiore) inefficienza (efficienza). Una possibile spiegazione di questo risultato è quella secondo la quale la qualità dei crediti è dipendente dalle operazioni di controllo e monitoraggio degli impieghi (Giordano e Lopes, 2006). Negli anni considerati in questo articolo, si è, evidentemente, assistito a scelte manageriali che hanno ridotto gli sforzi nella selezione del credito e questo si è riflesso in un maggiore tasso di insolvenza dei mutuatari ed, in ultima analisi, in una riduzione dell'efficienza di costo delle banche italiane. Questi risultati sembrano essere in linea con l'ipotesi di *bad management* (Berger e De Young, 1997; Giordano e Lopes, 2008; Williams, 2004)¹⁷. A tal proposito, secondo Giordano e Lopes (2006), un aumento dei livelli di efficienza di costo potrebbe essere determinato da risparmi di costi relativi alle attività di *screening* e di *monitoring* degli impieghi con conseguenze negative sulla loro qualità in termini di rischiosità.

Risulta anche interessante evidenziare i risultati relativi alla relazione tra l'indice di solvibilità (z_2) e l'inefficienza di costo. Valori alti di questo indice, ovvero un minor rischio cui sono soggette le banche (cfr. § 4), indicano una maggiore adeguatezza patrimoniale. La stima del

¹⁶ Il valore dell'elasticità della funzione dei costi rispetto al prezzo dei fondi raccolti è calcolato come complemento a 1 della somma tra le altre due elasticità visto che nel modello stimato (espressione 4) si tiene conto dell'ipotesi di omogeneità lineare dei costi rispetto al prezzo degli input (cfr. § 3).

¹⁷ In Appendice (tabelle A1 e A2) vengono riportati i risultati relativi al test di Granger implementato per indagare sulla relazione tra l'efficienza e la qualità dei crediti delle banche italiane. Il test ha prodotto risultati a favore dell'ipotesi di *bad management*. Infatti, le stime dei modelli ausiliari necessarie per il test di Granger mostrano che il valore di significatività effettiva della statistica utilizzata per condurre il test evidenzia una relazione di simultaneità inversa tra i livelli di efficienza e le sofferenze.

coefficiente associato all'indice di solvibilità è pari a -2.07 ed indica che in presenza di un aumento dell'indice di solvibilità, gli *score* di efficienza seguono lo stesso andamento. Si tratta di un importante risultato poiché le banche, seguendo le direttive europee, registrano livelli di patrimonializzazione più alti per far fronte ai rischi operativi, di mercato e di credito, e ciò determina un miglioramento nei livelli di efficienza di costo.

Per quanto riguarda la relazione tra la concentrazione del mercato (z_3) e l'efficienza, si noti che il relativo coefficiente è negativo, ed indica, pertanto, che, a parità di altre condizioni, una maggiore concentrazione consente di raggiungere più elevati livelli di efficienza di costo¹⁸. Facendo anche riferimento all'indice di Herfindahl (tabella 7), si può sostenere che nel corso del periodo considerato in questo studio, i vantaggi derivanti dalla creazione di grandi banche per sfruttare economie di scala hanno prevalso sui potenziali effetti negativi per la concorrenza derivanti da una maggiore concentrazione del settore (Fontani e Vitali, 2007)¹⁹.

Tabella 9. Stime dell'equazione di inefficienza delle banche italiane dal 2006 al 2010

	Coefficienti	SE	z-value	p-value
$z_1 = bad\ loans$	-13.94***	3.18	-4.38	0
$z_2 = indice\ di\ solvibilità$	-2.07***	0.50	-4.13	0
$z_3 = indice\ di\ Herfindahl$	-26471***	6417.3	-4.12	0
$z_4 = Cost/Income$	3.19***	0.81	3.92	0
$z_5 = time\ trend$	154.43***	37.41	4.13	0
d_{spa}	271.28***	65.69	4.13	0
d_{pop}	290.53***	71.50	4.06	0
d_{minori}	-133.78***	32.69	-4.09	0
d_{medie}	-105.33***	25.19	-4.18	0
d_{grandi}	-125***	28.59	-4.37	0
$d_{maggiori}$	52.23***	14.41	3.63	0
$d_{nordovest}$	114.48***	27.65	4.14	0
d_{centro}	34.89***	9.30	3.75	0
d_{sud}	43.48***	11.72	3.71	0

Livelli di significatività: '***' = 0.01; '**' = 0.001; '*' = 0.05; '.' = 0.1; ' ' = 1.

Fonte: elaborazioni su dati ABI.

¹⁸ Simili risultati sono stati raggiunti da Fontani e Vitali (2007), che, tuttavia, sono in contrasto con quelli di Turati (2008), secondo il quale una maggiore concentrazione del settore comporta livelli di efficienza di costo più bassi.

¹⁹ Si consideri che i valori dell'indice di Herfindahl sono cinque in totale, ovvero uno ogni anno. Pertanto, la stima dello *standard error* del coefficiente associato a tale variabile nell'equazione dell'inefficienza potrebbe essere distorta (Lensink e Meesters, 2012).

Un effetto negativo deriva, invece, dal rapporto *Cost/Income* (z_4). Infatti, dalle stime ottenute, risulta che minore è il valore espresso da questo indicatore, maggiore è l'efficienza gestionale della banca. Pertanto, a valori più elevati di tale indice (segnale di scarsa efficienza gestionale), corrispondono più elevati *score* di inefficienza di costo.

I coefficienti stimati per le dummy relative alla forma giuridica (d_{spa} e d_{pop}) indicano che i migliori livelli di efficienza sono registrati dalle BCC. Inoltre, seguendo la classificazione dimensionale della Banca d'Italia, si ottiene che, rispetto agli istituti di credito classificati come banche piccole, quelle minori, medie e grandi raggiungono risultati più soddisfacenti in termini di efficienza di costo, mentre il contrario si ha nel caso delle banche maggiori. Infine, dalla tabella 9 si può osservare che, rispetto alle banche del Nord-Est, quelle localizzate in altre aree tendono a registrare risultati meno soddisfacenti in termini di efficienza di costo.

6. Livelli medi di efficienza di costo delle banche italiane

Dopo aver presentato le stime del modello di efficienza di costo, si riportano i risultati relativi ai livelli medi di efficienza stimati dal 2006 al 2010, per l'intero campione e per alcuni gruppi di banche. La tabella 10 riporta alcune statistiche descrittive relative alla stima dei livelli di efficienza di costo per il 2010²⁰.

Tabella 10. Alcune statistiche descrittive relative ai livelli di efficienza di costo nel 2010

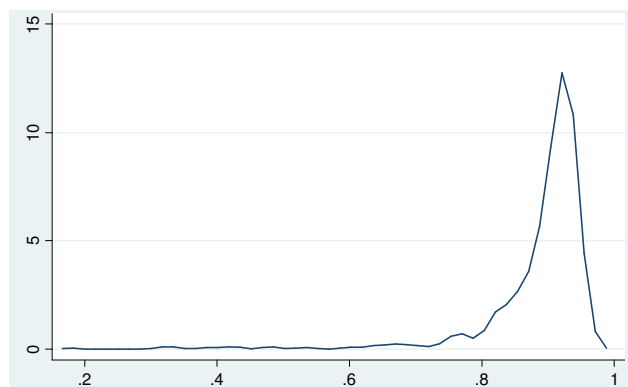
	Percentili	Valori minori		
1%	0.4038	0.1769		
5%	0.7494	0.3144	Osservazioni	572
10%	0.8180	0.3267		
25%	0.8766	0.3408	Media	0.8855
50%	0.9125			
		Valori maggiori	DS	0.0917
75%	0.9305	0.9655		
90%	0.9435	0.9667	Varianza	0.0084
95%	0.9500	0.9686	Simmetria	-3.8793
99%	0.9631	0.9779	Curtosi	21.9023

Fonte: elaborazioni su dati ABI.

²⁰ Il valore delle statistiche e la distribuzione delle stime dell'efficienza negli altri anni analizzati non si discostano sostanzialmente da quanto emerge per il 2010 (i dati sono disponibili su richiesta).

Dalla tabella emerge che il 50% delle banche, nel periodo considerato, raggiunge livelli di efficienza di costo superiori o uguali a 0.9125 e che solo l'1% del campione ottiene *score* al più pari a 0.4038. Inoltre, si registra un'asimmetria negativa e un indice di curtosi molto elevato: la distribuzione dell'efficienza è, quindi, leptocurtica. Gli stessi risultati si ottengono dalla figura 1, in cui è riportata la distribuzione dei livelli di efficienza stimati per il 2010. La funzione di densità mostra una distribuzione leptocurtica intorno alla media (0.8855).

Figura 1. La densità dei livelli di efficienza di costo nel 2010



Fonte: elaborazioni su dati ABI (Software: Stata 10).

La tabella 11 considera i valori medi di efficienza di costo classificati secondo la categoria giuridica e le dimensioni delle banche. Il livello medio dell'efficienza di costo delle banche incluse nel campione è pari a 0.8838 nel 2006, aumenta leggermente nel 2007 (0.8884), mentre nel 2008 e nel 2009 registra una diminuzione. In questi anni, il livello medio di efficienza è pari, rispettivamente, a 0.8717 e 0.8313. Nel 2010, le banche italiane registrano un livello di efficienza pari a 0.8855, più elevato rispetto ai due anni precedenti.

Differenziando per categoria giuridica, si rileva che le BCC ottengono le migliori performance per tutto il periodo considerato. Si tratta di un risultato apparentemente inatteso visto che i processi di concentrazione sono stati affiancati da trasformazioni delle banche in società per azioni, al fine di aumentare la dimensione, migliorare la gestione con una spinta radicalizzazione agli obiettivi di profitto e, quindi, raggiungere livelli di efficienza più elevati. Tuttavia, questo è un risultato ottenuto da vari studi (Girardone, Molyneux e Gardener, 2004; Giordano e Lopes, 2006), per esempio, quello proposto da Giordano e Lopes (2008) in cui si mostra che, anche nel caso dell'efficienza di profitto, le Spa presentano stime dei livelli medi inferiori a quelli ottenuti dalle BCC.

Tabella 11. Livelli medi di efficienza di costo delle banche italiane per forma giuridica e dimensione

	2006	2007	2008	2009	2010
Intero campione	0.8838	0.8884	0.8717	0.8713	0.8855
Spa	0.8201	0.8289	0.8017	0.8103	0.8249
Pop	0.8213	0.8589	0.8060	0.7966	0.8612
Bcc	0.9151	0.9169	0.9098	0.9042	0.9120
Minori	0.9078	0.9101	0.9028	0.8958	0.8997
Piccole	0.8117	0.8207	0.7794	0.7963	0.8423
Medie	0.8436	0.8645	0.8099	0.8287	0.8455
Grandi	0.8007	0.8527	0.7752	0.8464	0.8577
Maggiori	0.7304	0.7572	0.6638	0.6931	0.7441

Fonte: elaborazioni su dati ABI

In merito alla classificazione dimensionale, le banche minori, che rappresentano il 70% circa del campione, registrano i più elevati livelli di efficienza. Anche questo è un risultato già noto (Giannola *et al.*, 1997; Molyneux, 2003). All'aumentare delle dimensioni, i livelli di efficienza di costo si riducono fino ad arrivare ai livelli più bassi registrati dalle banche maggiori nel 2008 e nel 2009 (0.6638 e 0.6931, rispettivamente). La questione della relazione tra efficienza di costo e dimensioni è molto dibattuta in letteratura e non è da escludere che a questi risultati possa concorrere anche un problema di misurazione degli *score* di efficienza delle banche più grandi (Inanoglu, Jacobs e Sickles, 2010).

Infine, la tabella 12 riporta i livelli medi di efficienza di costo solo per le BCC suddivise per area geografica. L'attenzione è rivolta unicamente alle BCC a causa dello specifico aspetto territoriale che caratterizza la loro operatività (Battaglia *et al.*, 2010). Come già accennato, questo tipo di banche raggiunge i livelli di efficienza più alti rispetto alle altre categorie giuridiche, seguendo la stessa dinamica osservata per l'intero campione di banche (tabella 11). Inoltre, le BCC del Centro e del Nord-Est sono quelle che mostrano i più alti livelli di efficienza, con una netta superiorità delle seconde nell'ultimo anno (tabella 12). Questo risultato sulla specificità delle BCC è analogo a quello ottenuto da Giannola *et al.* (1997).

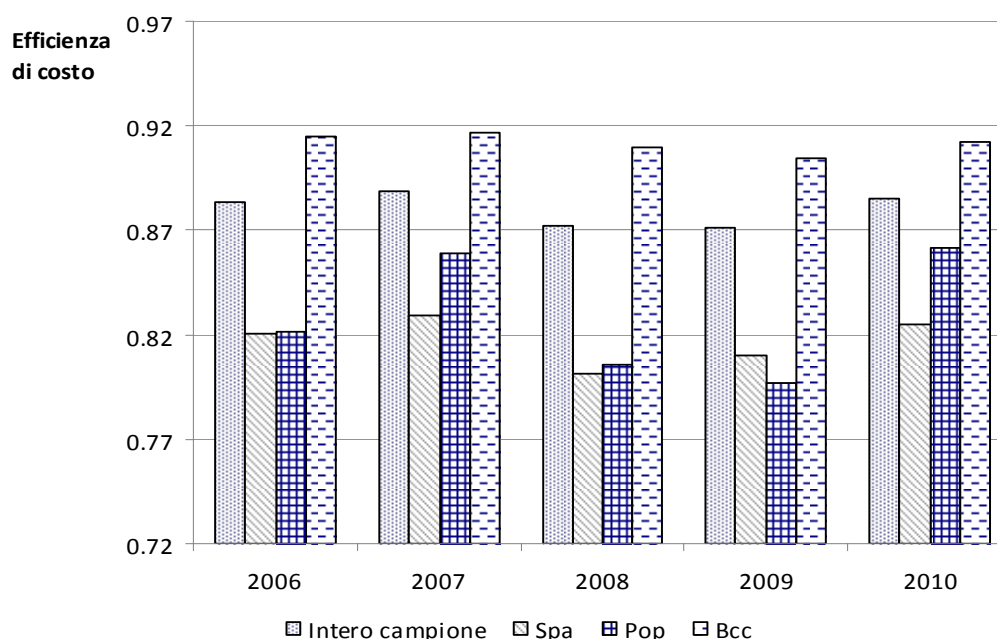
Tabella 12. Livelli di efficienza di costo delle BCC per area geografica

	2006	2007	2008	2009	2010
BCC	0.9151	0.9169	0.9098	0.9042	0.9120
Bcc NO	0.8902	0.8924	0.8892	0.8806	0.8914
Bcc NE	0.9229	0.9213	0.9186	0.9187	0.9277
Bcc Centro	0.9262	0.9270	0.9098	0.9129	0.9175
Bcc Sud	0.9075	0.9147	0.9065	0.8861	0.8913

Fonte: elaborazioni su dati ABI.

Un risultato inatteso, invece, è relativo al fatto che le BCC del Sud, pur raggiungendo livelli nettamente inferiori ai livelli medi, sono più efficienti di quelle del Nord-Ovest, le quali presentano i più bassi livelli di efficienza (tabella 12 e figura 2). Si tratta di un risultato diverso da quello mostrato da Barra *et al.* (2011), i quali, però, stimano l'efficienza mediante la DEA²¹.

Figura 2. Livelli medi di efficienza di costo per l'intero campione e per categoria giuridica



Fonte: elaborazioni su dati ABI.

²¹ Occorre osservare che Barra *et al.* (2011) stimano una frontiera di costo per le BCC e una per tutte le altre banche. Pertanto, i risultati sembrano essere sensibili non solo al tipo di scelta riguardo alle metodologie utilizzate, ma anche perché è diversa la definizione del *benchmark*. In un tale scenario, è plausibile che esistano differenze nei risultati ottenuti.

7. Conclusioni

Questo studio propone un'analisi dell'efficienza delle banche italiane nel periodo 2006-2010 mediante l'approccio delle frontiere stocastiche. Nell'esaminare un periodo molto recente, sono stati utilizzati i dati di bilancio delle banche italiane forniti dall'Associazione Bancaria Italiana (ABI) imputati secondo i principi contabili internazionali (IAS). L'importanza di tale aspetto risiede nel fatto che gli IAS sono volti a migliorare l'informazione e la trasparenza. Essi, infatti, consentendo una rappresentazione più realistica dei rischi di credito e di mercato, contribuendo ad accrescere l'efficienza e, quindi, la stabilità bancaria (Ciocca, 2004).

Le stime sono state effettuate seguendo la specificazione proposta da Battese e Coelli (1995). In questo modo, si considerano simultaneamente la frontiera di costo e l'equazione dell'inefficienza. Inoltre, tale specificazione consente di ottenere le stime dei coefficienti relativi ai fattori individuali e di contesto che influenzano l'inefficienza. Peraltro, utilizzare tale modello consente di tener conto dell'eterogeneità nel campione simultaneamente alla stima della funzione di costo, in modo da evitare problemi di distorsione legati alla procedura “*two steps*”, la quale che rappresenta un'alternativa all'approccio qui proposto (Battaglia *et al.*, 2010; Greene, 1993).

Il principale risultato è che nel 2008 si è verificata una notevole riduzione dei livelli medi di efficienza delle banche incluse nel campione e che questa dinamica è comune qualsiasi sia categoria giuridica considerata (BCC, Spa, Popolari). Inoltre, si è mostrato che, per tutti gli anni compresi nell'analisi, le BCC hanno raggiunto i livelli più alti di efficienza trainando, quindi, l'evoluzione dell'intero settore. Infine, le banche piccole e quelle minori ottengono i risultati più soddisfacenti e le BCC del Centro e del Nord-est risultano essere più efficienti rispetto alle BCC della altre aree del paese.

Lo studio dei livelli di efficienza secondo la specificazione di Battese e Coelli (1995) contribuisce ad indirizzare le scelte strategiche di *corporate* e operative delle banche allo scopo di tenere sotto “controllo” i fattori che determinano le performance degli istituti di credito. A riguardo, questo studio indica che nel caso del sistema bancario italiano negli anni 2006-2010 una minore qualità dei crediti comporta maggiore efficienza di costo, risultato in linea con l'ipotesi di *bad management* che è empiricamente valida in base al test di Granger. Il risparmio di costo che si ottiene riducendo alcune tipologie di spese comporta, infatti, guadagni di efficienza di costo, ma, allo stesso tempo, potrebbe indurre le banche a selezionare progetti più rischiosi che presentano maggiore probabilità di tramutarsi in sofferenze. Inoltre, una maggiore solvibilità degli istituti di credito e una maggiore concentrazione del settore determinano il raggiungimento di più elevati livelli di efficienza di costo. Infine, le banche che presentano una

scarsa efficienza gestionale, evidenziata da livelli più elevati del rapporto *Cost/Income*, registrano livelli di efficienza di costo più bassi.

APPENDICE A

Tabella A1. Test di Granger: efficienza di costo *versus* sofferenze

CE	OLS	FE	RE
intercetta	0.1918***	1.0930***	0.2175***
CE _{t-1}	0.5885***	-0.1191***	0.4595***
CE _{t-2}	0.0935***	-0.1674***	0.1575***
CE _{t-3}	0.0964	0.0997*	0.1339***
BL _{t-1}	-0.0021	0.0065**	0.0002
BL _{t-2}	0.0007	0.0034	0.0003
BL _{t-3}	-0.0004	-0.0005	-0.0016
Test di Wald (p-value)	0.5255	0.0154	0.8052

Tabella A2. Test di Granger: sofferenze *versus* efficienza di costo

BL	OLS	FE	RE
intercetta	-1.6104***	-0.7698	-1.7920***
CE _{t-1}	-0.0451	-0.8294*	0.0691
CE _{t-2}	0.0774	-1.8413***	-0.0060
CE _{t-3}	1.1533***	0.0688	1.2511***
BL _{t-1}	0.7543***	0.1560***	0.6238***
BL _{t-2}	0.1118***	0.1080*	0.2077***
BL _{t-3}	-0.0538 .	-0.7698	-0.0403 .
Test di Wald (p-value)	0	0.0002	0

Livelli di significatività: '***' = 0.01; '**' = 0.001; '*' = 0.05; '.' = 0.1; ' ' = 1.

Fonte: elaborazioni su dati ABI.

Il test di Granger è stato realizzato mediante stime pooled OLS, effetti fissi ed effetti casuali. Nella tabella A1, sono riportate le regressioni in cui la variabile dipendente è il livello di

efficienza di costo stimato con la specificazione di Battesi e Coelli (1995). Il *p-value* relativo al test di Wald si riferisce alla verifica dell'ipotesi secondo la quale i tre coefficienti delle variabili *Bad Loans* ritardate (BL_{t-s}) siano uguali a zero (con $s=1, \dots, 3$). La variabile BL è rappresentata dalla variabile z_I dell'equazione (8). Nella tabella A2, sono riportate le regressioni in cui la variabile dipendente è la misura della qualità dei crediti. Il *p-value* relativo al test di Wald si riferisce alla verifica dell'ipotesi secondo la quale i tre coefficienti delle variabili *Cost Efficiency* ritardate (CE_{t-s}) siano uguali a zero (con $s=1, \dots, 3$).

I risultati ottenuti mediante il metodo OLS e ad effetti casuali hanno condotto all'ipotesi di *skimping behaviour*, secondo la quale emerge una relazione positiva tra le due variabili in esame nella direzione verso cui i livelli di efficienza influenzano il livello delle sofferenze. Tuttavia, il test di Hausman ha indirizzato la scelta verso il modello a effetti fissi. Le stime del test di Granger, in tal caso, evidenziano una simultaneità inversa tra i livelli di efficienza e le sofferenze a favore dell'ipotesi di *bad management*.

Bibliografia

- Barra, C., Destefanis, S., Lubrano Lavadera, G., (2011) “Risk Regulation: the Efficiency of Italian Cooperative Banks, *Centre for Studies in Economics and Finance, University of Naples*, WP, n. 290
- Battaglia, F., Farina, V., Fiordelisi, F., Ricci, O., (2010) “The Efficiency of Cooperative Banks: the Impact of Environmental Economic Conditions”, *Applied Financial Economics*, Vol. 20, n° 17, pp. 1363-1376
- Battese, G. E., Coelli, T. J., (1995) “A Model for Technical Inefficiency Effects in a Stochastic Frontier Production Function for Panel Data”, *Empirical Economics*, Vol. 20, n° 2, pp. 325–332
- Battese, G. E., Coelli, T. J., Rao, D. S. P., O’Donnell, C. J., (2005) *An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis*, Springer, New York
- Berger, A. N., De Young, R., (1997) “Problem Loans and Cost Efficiency in Commercial Banking”, *Journal Banking and Finance*, Vol. 21, pp. 849-870
- Berger, A. N., Humphrey, D. B., (1997) “Efficiency of Financial Institutions: International Survey and Directions for Future Research”, *European Journal of Operation Research*, Vol. 98, pp. 175–212
- Bos, J. W. B., Heid, F., Koetter, M., Kolari, J. W., Kool, C. J. M., (2005) “Inefficient or just Different? Effects of Heterogeneity on Bank Efficiency Scores”, *Deutsche Bundesbank*, Discussion Paper, N. 15
- Casu, B., Girardone, C., (2009) “Testing the Relationship between Competition and Efficiency in Banking: a Panel Data Analysis”, *Economics Letters*, n° 105, pp. 134-137
- Ciocca, P., (2004) “Basilea 2 e IAS: più concorrenza, minori rischi”, VIII Convention ABI, Roma
- Dongili, P., Rossi, S. P. S., Zago, A., (2008) *Efficienza e competitività delle banche italiane: un confronto con alcuni sistemi bancari europei*, in Cella G., Zago, A. (a cura di) *Competitività ed efficienza dell’economia italiana: fattori sistemici e valutazioni quantitative*, Il Mulino, Bologna
- Dongili, P., Zago, A., (2005) “Bad Loans and Efficiencies in Italian Bank”, *Dipartimento di Scienze Economiche, Università di Verona*, WP n° 28
- Fabbri, D., (1996) “La stima di frontiere di costo nel trasporto pubblico locale: una rassegna e un’applicazione”, *Dipartimento di Scienze Economiche, Università di Bologna*, WP
- Farrel, M. J., (1957) “The Measurement of Productive Efficiency”, *Journal of Royal Statistical Society*, Vol. 120, n°3, pp. 253-290

- Fiordelisi, F., Marques-Ibanez, D., Molyneux, P., (2010) “Efficiency and Risk in European Banking”, *European Central Bank*, WP n° 1211
- Fontani, A., Vitali, L., (2007) “L’efficienza di costo dei gruppi bancari italiani: un’analisi mediante frontiera stocastica”, *Department of Economics and Business*, Luiss, Roma
- Giannola, A., Lopes, A., Ricci, C., Scarfiglieri, G., (1997) *Divari territoriali ed efficienza del sistema bancario italiano*, in Quintieri B. (a cura di) *Finanza, istituzioni e sviluppo regionale*, Il Mulino, Bologna
- Giordano, L., Lopes, A., (2006) *Preferenza al rischio e qualità degli impieghi come determinanti dell’efficienza del sistema bancario italiano*, in Giannola A. (a cura di) *Riforme istituzionali e mutamento strutturale. Mercati, imprese e istituzioni in un sistema dualistico*, Carocci Editore, Roma
- Giordano, L., Lopes, A., (2008) “L’efficienza del sistema bancario italiano in un contesto dualistico e la rilevanza della dimensione e degli aspetti giuridici”, *Il Risparmio*, n° 2
- Girardone, C., Molyneux, P., Gardener, E. P. M., (2004) “Analysing the Determinants of Bank Efficiency: the Case of Italian Banks”, *Applied Economics*, Vol. 36, n°3, pp. 215-227
- Greene, W. H., (1993) *The Econometric Approach to Efficiency Analysis*, in *The Measurement of Productivity Efficiency: Techniques and Applications*, Oxford University Press, New York, pp. 92-250
- Hunter, W., C., Timme, S. G., (1995) “Core Deposits and Physical Capital: a Reexamination of Bank Scale Economies with Quasi-Fixed Inputs”, *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 27, n°1, pp. 165-185
- Inanoglu, H., Jacobs, Jr. M., Sickles, R., (2010) “Analyzing Bank Efficiency: are ‘Too-Big-to-Fail’ Bank Efficient?”, forthcoming in *The Journal of Efficiency*
- Jondrow, J., Lovell, C. A. K., Materov, I. S., Schimdt, P., (1982) “On the Estimation of Technical Inefficiency in the Stochastic Frontier Production Function Model”, *Journal of Econometrics*, Vol. 19, pp. 233-238
- Kumbhakar, S. C., Lovell, C. A. K., (2000) *Stochastic Frontier Analysis*, Cambridge University Press
- Leibenstein, H., (1966) “Allocative Efficiency versus “X-Efficiency””, *American Economic Review*, Vol. 56, pp. 392-415
- Lensink, R., Meesters, A., (2012) “Institutions and Bank Performance: a Stochastic Frontier Analysis”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*
- Mastromarco, C., (2007) “Stochastic Frontier Models”, *Dipartimento di Economia e Matematica-Statistica, Università di Lecce, CIDE 2007*

- Molyneux, P., (2003) “Technical Change, Costs and Profits in European Banking”, *United Nations University, Institute for New Technologies, Technology and Finance WP*, n° 21
- Panetta, F., (2003) “Evoluzione del sistema bancario e finanziamento dell’economia nel Mezzogiorno”, *Tema di Discussione della Banca d’Italia*, WP n° 467
- Sealey, C. W., Lindley, J. T., (1977) “Input, output and a theory of production and cost at depository financial institutions”, *The Journal of Finance*, n° 4
- Smith, M. D. (2008) “Stochastic frontier models with dependent error components”, *Econometrics Journal*, Vol. 11, pp. 172-192
- Turati, G., (2008) *La valutazione del grado di concorrenza nell’industria bancaria negli anni Novanta*, in Cella G., Zago, A. (a cura di) *Competitività ed efficienza dell’economia italiana: fattori sistemici e valutazioni quantitative*, Il Mulino, Bologna
- Wang, H.-J., Schmidt, P., (2002) “One-Step and Two-Step Estimation of the Effect of Exogenous Variables on Technical Efficiency Levels”, *Journal of Productivity Analysis*, Vol. 18, pp. 129-144
- Weill, L., (2004) “Measuring Cost Efficiency in European Banking: a Comparison of Frontier Techniques”, *Journal of Productivity Analysis*, Vol. 21, n° 2, pp. 133-152
- Williams, J., (2004) “Determining Management Behaviour in European Banking”, *Journal of Banking & Finance*, Vol. 28, pp. 2427-2460