



RISCHIO E CONCORRENZA NEL SISTEMA
BANCARIO ITALIANO DURANTE LA CRISI
FINANZIARIA GLOBALE

Francesco Marchionne Alberto Zazzaro

Working paper no. 86

August 2013

Rischio e concorrenza nel sistema bancario italiano durante la crisi finanziaria globale

di

Francesco Marchionne e Alberto Zazzaro

Sommario

In questo lavoro, analizziamo il rapporto tra il rischio e la concorrenza nel sistema bancario italiano durante il periodo dal 2006 al 2010. Utilizzando stimatori OLS e panel, stimiamo l'impatto dell'indice di Lerner, una misura del potere di mercato della banca, sullo Z-score di Altman, una proxy della probabilità d'insolvenza della banca. I risultati sono coerenti con il paradigma tradizionale dal charter-value e rifiutano il modello del risk-shifting proposto da Boyd-De Nicolò (2005). Inoltre, mostriamo che durante la crisi il legame concorrenza-rischio è divenuto ancora più stringente. I nostri risultati sono robusti a diverse definizioni di crisi e a diverse specificazioni.

In corso di pubblicazione in:

Il credito alle imprese durante la crisi. Le strategie delle banche e il rilancio dell'economia.
A cura di Alberto Zazzaro, Bologna: il Mulino

1. Introduzione

Il dibattito sul nesso tra concorrenza bancaria, rischiosità delle banche e fragilità del sistema bancario ha origini lontane e ricorre ad ogni crisi finanziaria. “Le riforme legislative adottate nella maggior parte dei paesi come risposta alle crisi bancarie e finanziarie degli anni '30 – scrive Tommaso Padoa-Schioppa [2001, p. 14] - condivideva un'idea di base che, dovendo preservare la stabilità dell'industria bancaria e finanziaria, la competizione doveva essere ridimensionata”. Ancora fino alla fine degli anni Settanta le barriere regolamentari poste all'ingresso delle banche nei mercati del credito negli Stati Uniti, come anche in Italia, derivavano dalla convinzione che occorreva ridurre la competizione tra banche in maniera da fare acquisire un valore ai potenziali profitti futuri nell'attivo dello stato patrimoniale e scoraggiare l'assunzione di rischi eccessivi [Keeley, 1990; Giannola et al., 2013].

Queste intuizioni e convinzioni hanno trovato una definitiva sistematizzazione analitica negli anni Ottanta con la teoria del *charter-value*. Secondo questa teoria, il principio della responsabilità patrimoniale limitata e l'elevato grado di *leverage* che tipicamente caratterizza le banche fanno sì che per gli azionisti delle banche (e per gli amministratori che li rappresentano) la scelta del livello ottimo di rischio del portafoglio di prestiti e dell'attivo bancario sia influenzata da una fondamentale asimmetria nella relazione rischio-rendimento dovuta al fatto che mentre i rendimenti realizzati vanno interamente a loro beneficio, gran parte dei rischi di fallimento della banca sono trasferiti sui depositanti. Per questa ragione, e nella misura in cui le asimmetrie informative tra la banca e i depositanti o l'esistenza di uno schema di assicurazione dei depositi consentono di separare il rendimento dei depositi dalla rischiosità dell'attivo bancario, le banche tenderebbero ad accollarsi rischi eccessivi, massimizzando i vantaggi (in termini di rendimenti in caso di successo) legati al finanziamento di progetti rischiosi [Keeley, 1990; Hellmann et al., 2000].

La conclusione della teoria del *charter-value* è quindi che le barriere all'entrata nel mercato del credito e una competizione limitata tra banche garantiscono extraprofitti alla proprietà bancaria e hanno l'effetto di favorire l'assunzione di minori rischi da parte della banca al fine di ridurre la probabilità di fallimento e preservare il valore dei guadagni futuri [Marcus, 1984]. In altri termini, le rendite di monopolio associate a mercati del credito non perfettamente concorrenziali spingerebbero le banche verso strategie relativamente conservative, con ripercussioni positive per la stabilità del sistema bancario e finanziario. All'opposto, aumenti della concorrenza bancaria, come quelli prodotti negli anni Novanta dalla deregolamentazione dell'attività bancaria, dalla liberalizzazione dei mercati del credito, dalla liberalizzazione finanziaria e dai progressi nelle tecnologie dell'informazione e della comunicazione, ridurrebbero le opportunità di estrarre extraprofitti e spingerebbero le banche verso l'assunzione di rischi crescenti. In breve, quindi, per il paradigma del *charter-value* vi è un nesso concorrenza-fragilità che prevede una relazione positiva tra concorrenza bancaria, rischiosità delle banche e instabilità finanziaria¹.

L'ipotesi decisiva per ottenere la relazione concorrenza-fragilità è che le banche abbiano un controllo diretto e completo sul grado di rischiosità del proprio portafoglio prestiti. In un articolo recente, Boyd e De Nicolò [2005] capovolgono questa ipotesi e assumono che le banche semplicemente fissano il tasso di interesse, mentre la rischiosità dei progetti finanziati e, quindi, dell'attivo bancario è determinata dalle scelte delle imprese. All'interno di un tradizionale modello di oligopolio di Cournot con asimmetrie informative riguardo la rischiosità dei progetti portati avanti dalle imprese (*moral hazard*), Boyd e De Nicolò [2005] mostrano che sono le imprese a sfruttare la responsabilità limitata e la

¹ Ulteriori argomenti a sostegno del nesso concorrenza-fragilità sono che una concorrenza bancaria più aggressiva disincentiva le banche a investire in relazioni di clientela a lungo termine (*relationship lending*) e a impegnare risorse nelle attività di selezione e controllo della clientela [Boot e Thakor, 1993; Allen e Gale, 2004; Dell'Ariccia e Marquez, 2006].

possibilità di spostare il rischio d'impresa sulle banche, ponendosi su un tratto più alto della relazione rischio-rendimento rispetto al caso di autofinanziamento. In questo schema analitico (indicato come modello di *risk-shifting*), maggiore è il potere di mercato delle banche, più elevati sono i tassi di interesse praticati e maggiore è l'incentivo delle imprese a intraprendere progetti rischiosi. Se i rischi di default sui progetti finanziati sono perfettamente correlati, ciò determina un aumento della rischiosità delle banche. Al contrario, quando la concorrenza bancaria diventa più aggressiva tanto da abbassare i tassi sui prestiti, il costo di finanziamento per gli imprenditori si riduce e aumentano le probabilità di successo dei loro investimenti. Il risultato finale è una riduzione del rischio di credito affrontato dalle banche, in linea con una relazione monotona concorrenza-stabilità opposta a quella dei modelli di *charter value*.

Rimuovendo le assunzioni cruciali fatte nel modello di Boyd e De Nicolò [2005], alcuni recenti contributi hanno mostrato che è possibile riconciliare i risultati dei modelli *charter value* e *risk-shifting* ottenendo una relazione non monotona a U tra concorrenza bancaria e rischiosità delle banche. Martinez-Miera e Repullo [2010], ad esempio, ammettono che i rischi di default sui prestiti possono non essere perfettamente correlati e che quindi vi possono essere allo stesso momento prestiti in sofferenza e prestiti *in bonis* che vengono regolarmente ripagati dalle imprese. Ciò fa sì che a una riduzione dei tassi di interesse dovuti a una maggiore concorrenza bancaria facciano seguito sia minori effetti di “trasferimento del rischio” alla Boyd-De Nicolò, sia però anche minori introiti sui prestiti *in bonis* (effetto “margine di intermediazione”). In particolare, assumendo come in Vasicek [2002] che la rischiosità di ogni singolo prestito sia in parte sistemica, comune a tutti i prestiti, e in parte idiosincronica, specifica a ciascun prestito, Martinez-Miera e Repullo dimostrano che in mercati molto competitivi l'effetto dei ridotti margini d'intermediazione sui prestiti *in bonis* tende a dominare l'effetto “trasferimento del rischio” e la presenza di

ulteriori competitori aumenta la probabilità di fallimento di una banca; al contrario, in mercati molto concentrati è l'effetto "trasferimento del rischio" a prevalere e l'ingresso di una nuova banca riduce la rischiosità del portafoglio prestiti delle banche.

La relazione convessa tra concorrenza e rischio è confermata anche da Hakenes e Schnabel [2011] e da Wagner [2010]. I primi assumono che le banche sono in grado di scegliere il livello di correlazione tra la probabilità di default sui prestiti concessi e mostrano che il rischio assunto da una banca e dai suoi imprenditori sono tra loro complementari. Questa complementarità rende ambiguo l'impatto complessivo della concorrenza bancaria sulla rischiosità di una banca e sulla stabilità del sistema bancario. Wagner [2010] ammette che la rischiosità dell'attivo bancario è determinata sia dal comportamento delle imprese finanziate (come nei modelli di *risk-shifting*), sia dalle scelte delle banche stesse (come nei modelli di *charter value*). In questo contesto, una riduzione dei tassi di interesse conseguente a un aumento della concorrenza bancaria determina una riduzione degli incentivi delle imprese ad assumere rischi e a una riduzione dei profitti futuri attesi (il *charter value* della banca): le banche anticipando la riduzione generalizzata nel rischio di impresa tendono quindi a finanziare investimenti più rischiosi per riequilibrare il portafoglio prestiti al livello di rischiosità ottimale.

Vista la diversità delle teorie esistenti, quale sia la direzione prevalente della relazione tra concorrenza bancaria e rischiosità delle banche è perciò un argomento di natura essenzialmente empirica. In questo capitolo, esaminiamo il nesso tra concorrenza e rischio in Italia nel periodo 2006-2010, a cavallo della crisi finanziaria globale del 2008-2010. Il caso dell'Italia e il periodo di crisi globale considerato sono interessanti per diverse ragioni. Anzitutto, l'Italia è un paese di piccole imprese finanziate da piccole banche, e il sistema bancario è di fondamentale importanza per il finanziamento dell'economia a causa della relativa arretratezza dei mercati azionari e obbligazionari [De Bonis et al., 2012]. Ciò

implica, da un lato, che non ci sono banche “troppo grandi per fallire” che potrebbero distorcere i nostri risultati e, dall’altro, che gli effetti di *risk-shifting* non sono mitigati dalla disponibilità di fonti di finanziamento alternative. Secondariamente, per quanto è a nostra conoscenza, non vi sono studi precedenti che hanno affrontato il tema della relazione concorrenza-rischio tra le banche italiane.² Per quanto riguarda il periodo analizzato, considerare insieme anni tranquilli e anni di crisi consente di tener conto del fatto che mentre il rischio considerato dai modelli teorici di *charter value* e *risk-shifting* è un concetto *ex ante*, il rischio misurato dai bilanci bancari è una grandezza *ex post*. Controllare per uno shock globale che ha colpito trasversalmente il sistema economico e bancario consente di ridurre le eventuali distorsioni dovute a una realizzazione non casuale dei rischi non colta dalle variabili osservate. In altri termini, l’impatto della crisi finanziaria globale è così intenso e generalizzato che una volta controllato per il suo effetto sulle stime, quello di potenziali variabili omesse risulta trascurabile e le stime ottenute più accurate e consistenti. Inoltre, si può immaginare che nei periodi di crisi gli incentivi a comportamenti di trasferimento del rischio delle imprese sulle banche (come nei modelli alla Boyd e De Nicolò) e delle banche sui depositanti (come nei modelli di *charter value*) tendano a intensificarsi ed è interessante verificare se questi rafforzano, mitigano o capovolgono la relazione tra concorrenza bancaria e rischio.

In questo lavoro, pertanto, stimiamo due modelli econometrici. Il primo modello verifica l’impatto che ha il potere di mercato di cui gode una banca sulla rischiosità del suo attivo. In linea con i risultati degli studi condotti per altri paesi (vedi il paragrafo 2), noi troviamo che per le banche italiane in media prevale il paradigma del *charter value* con una correlazione positiva tra concorrenza e rischio, mentre non troviamo evidenza empirica che

² In particolare, in Italia il governo è intervenuto marginalmente a sostegno del sistema bancario durante la crisi finanziaria globale [Fратиanni e Marchionne, 2010].

confermi l'esistenza di una relazione non monotona e convessa tra le due grandezze. Il secondo modello testa se la relazione concorrenza-rischio sia cambiata durante la crisi finanziaria globale. Dai nostri risultati emerge chiaramente che la relazione concorrenza-rischio si è rafforzata durante la crisi evidenziando come le banche italiane maggiormente pressate dalla concorrenza (e con minore potere di mercato) siano anche quelle che hanno assunto e sopportato i maggiori rischi successivi al fallimento di Lehman Brothers.

Il resto del lavoro è organizzato nella maniera seguente. Nel prossimo paragrafo si presenta una rassegna della letteratura empirica sulla relazione tra concorrenza e stabilità nel settore bancario. Il modello empirico e le variabili utilizzate sono descritti nel paragrafo 3. Il paragrafo 4 illustra i dati e le statistiche descrittive. I risultati e l'analisi di robustezza sono discussi rispettivamente nella sezione 5 e 6. Nell'ultima sessione, riportiamo le conclusioni e alcune implicazioni di policy.

2. La letteratura empirica di riferimento

L'esistenza di previsioni teoriche contrastanti sulla relazione tra concorrenza bancaria e stabilità delle banche ha alimentato una crescente letteratura empirica volta a valutare il segno, la monotonicità e i fattori di eterogeneità di questa relazione. Come spesso accade, i risultati ottenuti sono misti e difficili da confrontare, variando, talvolta anche sensibilmente, al variare dal campione analizzato e delle misure di rischio e di concorrenza utilizzate per discriminare tra il paradigma *charter-value* e quello *risk-shifting*.

All'interno di questa letteratura è utile distinguere gli studi che analizzano la relazione concorrenza-rischio considerando banche appartenenti a paesi diversi, dagli studi che prendono in esame una singola realtà nazionale.

La prima tipologia di lavori giunge a risultati contrastanti, che suffragano entrambi i paradigmi. Beck et al. [2006] considerano 69 paesi sviluppati e in via di sviluppo dal 1980 al

1997 e stimano l'impatto della concentrazione del mercato del credito sulla probabilità del verificarsi di una crisi bancaria, evidenziando una relazione negativa e statisticamente significativa e robusta tra le due grandezze, in linea con le previsioni del paradigma *charter-value*. Schaeck e Cihak [2010] confermano questo risultato per un campione di banche provenienti da 10 paesi sviluppati nel periodo 1999-2005, sottolineando che la competizione bancaria spinge le banche a detenere più capitale al fine di compensare i maggiori rischi che tendono ad affrontare³. Boyd et al. [2006] e De Nicolò e Loukoianova [2007], invece, trovano risultati coerenti col paradigma *risk-shifting*. In entrambi i lavori, gli autori trovano che la concentrazione bancaria alimenta il rischio con un impatto che diventa più evidente quando si prende in considerazione l'eterogeneità delle banche per composizione dell'attivo e per assetto proprietario (private vs pubbliche, straniere vs domestiche). Soedarmono et al. [2012] e Liu et al. [2012] confermano questo risultato in un campione di banche di paesi asiatici.

Differentemente dai lavori precedenti, Berger et al. [2009] tentano di riconciliare empiricamente le opposte previsioni teoriche usando un modello di tipo quadratico. Questi autori applicano uno stimatore GMM con standard errors robusti e clusterizzati per paese a un dataset di 8.235 banche localizzate in 23 paesi sviluppati e trovano che la relazione tra la rischiosità della banca e il suo grado di potere di mercato è convessa in linea con il modello di Martinez-Miera e Repullo [2010]. Risultati simili sono ottenuti per l'America Latina da Tabak et al. [2011] utilizzando come misura del potere di mercato delle banche l'indicatore di Boone.

I risultati empirici contrastanti evidenziati nei precedenti lavori potrebbero nascondere un'eterogeneità nel nesso concorrenza-rischio dovuta ai diversi contesti istituzionali analizzati. Infatti, fattori specifici del paese potrebbero incidere non solo sulla intercetta della

³ Risultati simili sono ottenuti da Turk-Ariss [2010] su 10 paesi dell'America Latina.

relazione concorrenza-rischio, cioè sul livello medio di rischiosità di ciascuna una banca, ma potrebbero anche avere effetti sulla pendenza della relazione, ossia sull'impatto che variazioni della concorrenza hanno sul rischio dell'attivo bancario. In questo caso, i fattori paese potrebbero avere un ruolo determinante nel giustificare il prevalere del modello *charter-value* o del modello *risk-shifting*. In questa prospettiva, Beck et al. [2013] stimano un modello in cui la concorrenza bancaria, misurata dall'indice di Lerner, è interagita con una serie di indicatori riguardanti lo sviluppo finanziario e le caratteristiche regolamentari, dell'attività di supervisione e della struttura dei mercati del credito a livello nazionale. I loro risultati relativi a un campione di banche operanti in 79 paesi mostrano che il paradigma dominante sembra essere quello del *charter-value*, ma che vi è anche una fortissima eterogeneità nella reazione della rischiosità dell'attivo delle banche domestiche alla concorrenza bancaria.

Un secondo gruppo di lavori ha invece analizzato la relazione concorrenza-rischio da una prospettiva nazionale, considerando singoli paesi. Questo approccio ha una lunga tradizione e in termini generali sembra offrire un'evidenza empirica prevalentemente in favore dei modelli di *charter-value*.

Per quanto riguarda gli Stati Uniti, Kelley [1990] ha mostrato che la maggiore concorrenza nel mercato del credito conseguente alla liberalizzazione nell'apertura degli sportelli tra i diversi Stati membri negli anni '80 ha in media aumentato la rischiosità delle banche. Risultati analoghi sono stati trovati da Demsetz et al. [1996] e da Brewer e Saldenberg [1996], mentre Dick [2006] ha trovato che gli accantonamenti per perdite sui prestiti sono aumentati durante la deregolamentazione negli anni '90.

Relativamente all'Europa, Salas e Saurina [2003] mostrano che in Spagna la liberalizzazione finanziaria ha eroso il potere di mercato delle banche portando quelle con *charter-value* più bassi a sperimentare un maggiore rischio di credito. Jiménez et al. [2010],

sempre con riferimento al caso spagnolo, testano la relazione non lineare suggerita da Martinez-Miera e Repullo [2010] introducendo un termine quadratico della concorrenza bancaria, ma ancora una volta trovano evidenza solo in favore del paradigma del *charter-value*. L'impatto negativo del potere di mercato delle banche sulla loro rischiosità trova conferma anche nel caso delle banche tedesche, come evidenziato da Buch et al. [2013] e da Kick e Prieto [2013].

Più sporadiche, e limitate al caso degli Stati Uniti, sono le evidenze favorevoli al paradigma *risk-shifthing*. Boyd e Runkle [1993], ad esempio, trovano che i rendimenti delle grandi banche statunitensi tendono a essere meno volatili rispetto a quelli delle piccole banche. Boyd e Graham [1996] confermano questo risultato per il periodo che va dal 1987 al 1994, ma non per quello che va dal 1971 al 1986. Un'evidenza empirica più diretta è fornita da Jayaratne e Strahan [1998] e da Boyd et al. [2006]. Il primo lavoro ha evidenziato che nel periodo successivo alla deregolamentazione dell'apertura degli sportelli negli Stati Uniti le perdite sui prestiti si sono mediamente ridotte in maniera significativa. Il secondo, invece, utilizza una *cross-section* di banche statunitensi relativamente all'anno 2003 e trova che la probabilità di fallimento di una banca è positivamente e significativamente collegata alla concentrazione bancaria.

Per quanto è a nostra conoscenza non esistono studi specifici dedicati all'analisi del nesso concorrenza-rischio-stabilità tra le banche italiane. Angelini e Cetorelli [2003] hanno analizzato l'evoluzione delle condizioni competitive nel sistema bancario italiano conseguente ai processi di consolidamento delle banche, ma non hanno analizzato gli effetti di questa sulla rischiosità delle banche.

3. La strategia empirica

3.1 I modelli stimati

In questo lavoro ci proponiamo di rispondere a due fondamentali questioni: 1) qual è l'impatto che la concorrenza bancaria ha sulla rischiosità delle singole banche; 2) se e in che misura la relazione concorrenza-rischio si è modificata durante la crisi finanziaria globale innescata dal fallimento di Lehman Brothers.

Nel primo modello una misura di rischio della banca i al tempo t , $Risk_{it}$, è regredita su un insieme di variabili di controllo a livello di banca, X_{it} , e su due variabili di interesse: una misura inversa del grado di concorrenza interbancaria calcolata a livello di singola banca che catturi il suo potere di mercato, $Conc_{it}$, e una variabile indicatore che assume valore 1 negli anni della crisi finanziaria globale, $Crisi_t$. Tutte le variabili indipendenti sono ritardate di un periodo per ridurre i problemi di causalità inversa. L'equazione stimata è:

$$Risk_{i,t} = c + \beta \cdot Conc_{i,t-1} + \gamma \cdot Crisi_t + \lambda \cdot X_{i,t-1} + u_{i,t}, \quad (1)$$

dove u rappresenta il termine di errore. Gli effetti della concorrenza sulla rischiosità delle banche sono misurati dal parametro β . Un valore di β positivo e statisticamente significativo avvalorerebbe l'ipotesi concorrenza-stabilità di Boyd e De Nicolò [2005] secondo la quale le banche con maggiore potere di mercato possono praticare tassi di interesse più elevati sui prestiti alle imprese che reagiscono scegliendo strategie di investimento più rischiose per le banche con effetti negativi sulla stabilità del sistema bancario. Al contrario, $\beta < 0$ sarebbe coerente con l'ipotesi concorrenza-fragilità del paradigma *charter-value* [Marcus 1984; Keeley, 1990]: le banche che operano in ambienti meno competitivi hanno incentivi ad assumere minori rischi per non mettere in discussione le opportunità di profitto future garantite dal loro potere di mercato.

Per valutare se la relazione concorrenza-rischio ha subito o meno dei mutamenti di intensità o di segno durante la crisi finanziaria globale del 2008-2010, al modello (1)

aggiungiamo un termine di interazione tra la misura di concorrenza e la variabile dummy *Crisi*. Il modello stimato è pertanto il seguente:

$$Risk_{i,t} = c + \beta \cdot Conc_{i,t-1} + \gamma \cdot Crisi_t + \delta \cdot Conc_{i,t-1} \cdot Crisi_t + \lambda \cdot X_{i,t-1} + u_{i,t}. \quad (2)$$

Il parametro δ identifica l'impatto marginale della crisi finanziaria sulla relazione concorrenza-rischio. Un valore di δ positivo (negativo) e statisticamente significativo starebbe a indicare che la crisi finanziaria ha aggravato i comportamenti di azzardo morale delle imprese (delle banche) rafforzando l'ipotesi concorrenza-stabilità (concorrenza-fragilità).

3.2 La variabile dipendente

Come misura della rischiosità delle banche utilizziamo l'indice Z-score introdotto da Altman [1968]. Lo Z-score misura la distanza della banca dallo stato di insolvenza e può essere calcolato come media ponderata di cinque indici fondamentali di bilancio. Il primo indice, T_1 , approssima il grado di liquidità dell'attivo bancario relativamente alla dimensione della banca ed è dato dal rapporto tra il capitale circolante e il totale dell'attivo. Il secondo indice, T_2 , è il rapporto tra gli utili non distribuiti e il totale attivo e riflette la capacità di accumulare valore da parte della banca. L'indice T_3 misura la redditività della banca ed è pari al rapporto tra gli utili al lordo degli interessi versati e delle imposte e il valore dell'attivo. L'indice T_4 è il rapporto tra il valore di mercato e il valore contabile dell'attivo bancario (*market-to-book ratio*). Infine, l'indice T_5 è la tradizionale misura di *asset turnover* che cattura la capacità della banca di generare flussi di cassa ed è calcolata come rapporto tra il fatturato e il totale attivo. Lo Z-score è quindi la somma ponderata dei cinque indicatori appena descritti:

$$Z_s = 1.2 \cdot T_1 + 1.4 \cdot T_2 + 3.3 \cdot T_3 + 0.6 \cdot T_4 + 0.99 \cdot T_5. \quad (3)$$

dove i pesi riportati nell'equazione (3) sono quelli abitualmente impiegati nella letteratura, in modo particolare per le imprese quotate [Noth 2011]. Per costruzione, quindi, lo Z-score è una misura inversa della rischiosità complessiva della banca: un più alto Z-score indica una minore probabilità di insolvenza della banca e una sua maggiore stabilità economica e finanziaria⁴.

3.3 Le variabili di interesse

Il grado concorrenza nel mercato del credito è spesso misurato attraverso semplici indicatori di concentrazione come l'indice di Herfindahl-Hirschman e il rapporto di concentrazione. Tuttavia, gli indici di concentrazioni sono misure di concorrenza a livello di mercato (ad esempio, il comune, la provincia o la regione) che possono essere ricondotte a livello di singola banca solo introducendo nell'analisi ipotesi arbitrarie come la ponderazione degli indicatori di concentrazione per le quote di mercato che la banca ha nei vari mercati in cui opera. Per questa ragione, in linea con la letteratura più recente, come misura del potere di mercato di cui gode la singola banca utilizziamo l'indice di Lerner [Carbo-Valverde et al., 2009; Koetter and Wedow, 2010; Noth, 2011; Beck et al., 2013]:

$$LERNER_{i,t} = \frac{P_{i,t} - MC_{i,t}}{P_{i,t}} \quad (4)$$

⁴ Una misura alternativa dello Z-score di recente impiegata nella letteratura bancaria (Laeven e Levine, 2009; Dermiguc-Kunt e Huizinga 2010) è data dal rapporto tra la somma del ROA (Return on Assets) e dell'*equity ratio* e la deviazione standard del ROA calcolata su una certa finestra temporale in maniera da rendere anche il denominatore variabile nel corso del tempo ed evitare che le variazioni dell'indice siano guidate esclusivamente da variazioni nel livello del capitale e della redditività della banca (Schaeck e Cihak 2010). Noi preferiamo calcolare lo Z-score secondo la formula tradizionale (3) in quanto il nostro periodo di campionamento è molto breve e lo Z-score modificato impone la perdita del periodo iniziale e del periodo finale.

dove P indica il prezzo praticato dalla banca e MC i costi marginali. L'indice di Lerner cattura il potere che la singola banca ha di influire sul prezzo del prodotto e la sua capacità di generare extra profitti. È, quindi, una misura che si adatta bene ai modelli teorici di riferimento per l'analisi della relazione concorrenza-rischio⁵. Inoltre, a differenze delle misure tradizionali di concentrazione, l'indice di Lerner non richiede di definire a priori e in maniera arbitraria qual è il mercato geografico di riferimento [Beck et al., 2013].

Seguendo la letteratura, il prezzo del prodotto bancario P è misurato dal ricavo medio della banca calcolato come il rapporto tra il reddito operativo lordo e il totale dell'attivo. Per quanto riguarda i costi marginali, invece, sempre seguendo una consolidata letteratura, si procede stimando una funzione di costo translogaritmica [Berger et al., 2009]:

$$\ln C_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln Q_{i,t} + \alpha_2 (\ln Q_{i,t})^2 + \sum_{j=1}^3 \beta_j \ln \omega_{i,t}^j + \sum_{j=1}^3 \sum_{k=1}^3 \beta_{j,k} \ln \omega_{i,t}^j \ln \omega_{i,t}^k + \sum_{j=1}^3 \gamma_j \ln \omega_{i,t}^j \ln Q_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

soggetta ai seguenti vincoli:

$$\sum_{j=1}^3 \beta_j = 1, \quad \sum_{j=1}^3 \gamma_j = 0, \quad \sum_{j=1}^3 \beta_{j,1} = 0, \quad \sum_{j=1}^3 \beta_{j,2} = 0, \quad \sum_{j=1}^3 \beta_{j,3} = 0 \quad (6)$$

dove $C_{i,t}$ è il totale dei costi operativi, $Q_{i,t}$ è la quantità di output prodotta dalla banca misurata dal totale delle sue attività e il prezzo di ingresso e ω_1 , ω_2 e ω_3 indicano i prezzi del capitale fisso, del lavoro e della raccolta (per i dettagli sulla costruzione di queste variabili si rimanda alla Tabella 1, panel A). Le restrizioni introdotte nella (6) impongono omogeneità di

⁵ E' bene notare che l'indice di Lerner è una misura del potere di mercato della banca e pertanto è una misura inversa del grado di concorrenza che la banca è chiamata ad affrontare.

grado 1 nei prezzi degli input. Il costo marginale stimato altro non è che la derivata della funzione di costo stimata rispetto al prodotto della banca ed è pari a:

$$MC_{i,t} = \frac{c_{i,t}}{Q_{i,t}} \left(\hat{\alpha}_1 + 2\hat{\alpha}_2 \ln Q_{i,t} + \sum_{j=1}^2 \hat{\gamma}_j \ln \frac{\omega_{i,t}^j}{\omega_{i,t}^3} \right) \quad (7)$$

Al fine di controllare per l'esistenza di possibili shock temporali dovuti alla crisi finanziaria globale, la (5) è stata stimata con un modello OLS anno per anno per il periodo 2006-2010. In alternativa, abbiamo anche proceduto a stimare la (5) sull'intero periodo considerato aggiungendo alla specificazione le dummy temporali. I risultati delle stime sono riportati nella tabella A.2 in Appendice. Quindi, abbiamo calcolato l'indice di Lerner come indicato nella espressione (4).

Per quanto riguarda la variabile *Crisi*, questa è data da una dummy che assume valore 1 per gli anni in cui la crisi finanziaria globale ha fatto sentire i suoi effetti e 0 per gli altri anni. Sebbene il fallimento di Lehman Brothers nel settembre 2008 sia considerato da molti [Albertazzi e Marchetti, 2010; Gobbi e Sette, 2012; Presbitero et al., 2013] il punto di svolta della crisi finanziaria che ne ha determinato il carattere globale, gli effetti sulle economie nazionali e sui bilanci bancari sono stati particolarmente evidenti solo nel 2009 [Fратиanni e Marchionne, 2013]. Il punto più basso della crisi è stato toccato nel marzo 2009 e i suoi effetti si sono poi protratti per tutto il 2010. Vista le difficoltà di definire con certezza quando la crisi finanziaria ha impattato sui bilanci delle banche italiane, per robustezza abbiamo utilizzato alternativamente due variabili: *Crisi_1*, dove assumiamo che gli anni di crisi sono il 2008, 2009 e 2010, e *Crisi_2*, dove assumiamo che la crisi sia limitata al biennio 2009-2010.

3.4 Le variabili di controllo

Nella nostra analisi controlliamo per altri fattori che possono incidere sulla rischiosità delle banche e confondere gli effetti del grado di concorrenza. In particolare, il vettore $X_{i,t}$ include sei principali variabili che approssimano alcuni aspetti fondamentali che caratterizzano il modello di business della banca e incidono sulla sua rischiosità: 1) *RACCOLTA* che misura la struttura della raccolta bancaria ed è data dal rapporto tra la raccolta sul mercato all'ingrosso e la raccolta totale; 2) *PRESTITI*, data dalla quota dei prestiti alla clientela sul totale dell'attivo, che misura l'importanza che assume l'attività tradizionale di impiego nel *business* complessivo della banca; 3) *NOINT*, data dalla quota dei redditi non da interesse sul reddito totale; 4) il logaritmo naturale del totale attivo della banca, \ln_ATT , come proxy della dimensione della banca; 5) *SOFF*, data dal rapporto tra gli accontamenti per perdite su crediti e il reddito da interesse; and 6) *CRESCITA*, data dal tasso di crescita del totale attivo, che cattura le opportunità di crescita della banca e la sua propensione ad assumere rischi di mercato. In aggiunta a queste variabili, controlliamo anche per la disponibilità di capitale ai fini della regolamentazione attraverso il *Tier 1 ratio* (*TIER1*) che ha rappresentato un fattore di fondamentale importanza durante la crisi.

Tutte le variabili di controllo sono inserite nel modello con un periodo di ritardo per contenere i problemi di endogeneità. Visto il ridotto periodo di campionamento della nostra analisi, i modelli stimati non includono le dummy temporali per ragioni di collinearità con la variabile *Crisi*. Infine, gli effetti di banca non osservati sono controllati attraverso l'utilizzo di stimatori panel.

[Tabella 1]

3.5 La metodologia econometrica

La relazione tra concorrenza e rischiosità specificata nelle equazioni (1) e (2) è stimata sia sui dati in pool utilizzando lo stimatore OLS, sia sui dati in in panel, utilizzando gli stimatori a

effetti fissi (FE) e a effetti random (RE), per tener conto degli effetti non osservati di banca⁶. In alcuni studi recenti è stato suggerito che l'indice di Lerner potrebbe essere endogenamente determinato rispetto al grado di rischiosità della banca e che pertanto la relazione concorrenza-rischio andrebbe più correttamente stimata con tecniche econometriche a variabili strumentali [Berger et al. 2009; Schaeck e Cihak 2010, Beck et al. 2013]. Tuttavia, questi studi sono condotti a livello cross-country e su periodi temporali piuttosto lunghi e ciò consente di utilizzare come variabili strumentali esogene alcune indicatori di carattere istituzionale/regolamentare specifici per ciascun paese. La nostra analisi invece è condotta a livello di singolo paese e ciò esclude la possibilità di costruire variabili strumentali che collegano aspetti istituzionali e regolamentari che sono comuni a tutte le banche appartenenti al campione. Inoltre, il breve intervallo temporale analizzato riduce sensibilmente la possibilità di utilizzare i regressori ritardati come validi strumenti.

4. I dati e le statistiche descrittive

I dati utilizzati nell'analisi sono tratti dalla banca dati *Bilbank* prodotta dall'Associazione Bancaria Italiana, che raccoglie i bilanci delle banche italiane. Il nostro campione è formato da 3.366 osservazioni per le 748 banche presenti in *Bilbank* per il periodo 2006-2010. Da questo insieme iniziale, sono state escluse le osservazioni con valori mancanti nelle nostre variabili di interesse e quelle relative a sette banche che riportano dati di bilancio non coerenti.

⁶ Il test di Hausman (1978) discerne tra effetti fissi e casuali. Tuttavia, nei campioni finiti usati nei lavori empirici, è frequente che le sue assunzioni asintotiche non siano rispettate. Quando questo avviene il test di Hausman produce risultati non affidabili (Schreiber, 2008). Poiché il nostro campione presenta una dimensione temporale molto ridotta, abbiamo deciso di presentare entrambi gli stimatori anche quando il test di Hausman fornisce risultati possibili.

La tabella 2 riporta alcune statistiche descrittive per lo Z-score, l'indice di Lerner e le variabili di controllo. Il valore di *LERNER* riportato in tabella è quello dell'indice stimato su dati annuali, ma valori molto simili si ottengono con le stime in pool con le dummy temporali. Il panel A si riferisce all'intero periodo. La variabile *PRESTITI* evidenzia una distribuzione asimmetrica verso sinistra con un numero ridotto di banche per le quali le attività di impiego tradizionali sono molto poco importanti. Altre variabili hanno invece una distribuzione asimmetrica verso destra con valori della media molto più grandi della mediana, come *Z-score* (0.079 vs 0.059), *RACCOLTA* (0.102 vs 0.016), *CRESCITA* (0.666 vs 0.068) e *TIER1* (25.633 vs 13.7). Pertanto, non solo poche banche sembrano assumersi grandi rischi, ma anche poche banche (non necessariamente le stesse) raccolgono in maniera prevalente sull'interbancario, hanno forti tassi di crescita e un elevato Tier1.

Le variabili di stock, *PRESTITI*, *ln_ATT* e *RACCOLTA* mostrano una bassa variabilità a causa del forte grado di persistenza nel tempo. Anche per quanto riguarda *LERNER* la deviazione standard è relativamente contenuta rispetto al suo valore medio, suggerendo così che il potere di mercato delle banche varia nel corso del tempo in maniera molto graduale. Al contrario, un coefficiente di variazione pari a 4 e un campo di variazione pari a 15,505 indicano che lo Z score è altamente variabile all'interno del nostro campione. Discorso simile vale per *TIER1* e *CRESCITA* anche se l'elevata variabilità *between* nelle variabili di controllo potrebbe essere resa più marcata dal periodo di campionamento ridotto e da problemi di attrito dovuti alla presenza di valori mancanti.

Nei due panel successivi riportiamo le statistiche per i due sottocampioni pre- e post-crisi, nel primo caso (panel B) ipotizzando che la crisi si sia manifestata già nei bilanci del 2008 e nel secondo caso (panel C) assumendo che la crisi abbia manifestato i suoi effetti solo a partire dal 2009. In particolare, nella tabella riportiamo i valori medi e mediani delle variabili per i due sotto periodi considerati e ne valutiamo la differenza attraverso,

rispettivamente, un test di differenza tra le medie e un test Wilcoxon sulle mediane. In entrambi i panel, il potere di mercato delle banche (*LERNER*) appare statisticamente più basso durante il periodo della crisi sia nei valori medi, sia in quelli mediani. La rischiosità, invece, come ci si attendeva sembra essere stata più elevata durante gli anni della crisi, anche se lo *Z-score* appare significativamente inferiore nel periodo post-crisi solo nei valori mediani. Differenze tra il periodo pre- e post-crisi vi sono anche nelle altre variabili di controllo anche se la significatività appare molto più netta nel panel C (dove si ipotizza che la crisi sia iniziata nel 2009) che nel panel B.

[Inserire qui Tabella 2]

5. I risultati empirici

La tabella 3 raccoglie i risultati delle stime. La variabile dipendente è il logaritmo naturale dello *Z-score* mentre la variabile di interesse è l'indice di Lerner stimato annualmente. In tutte le stime, calcoliamo errori standard robusti per correggere gli effetti di eteroschedasticità.

La prima colonna riporta i risultati della stima OLS. I valori della statistica R^2 (0,21) e della statistica *F* (62.52) indicano che la specificazione stimata si adatta abbastanza bene ai dati del nostro campione. L'impatto dell'indice di Lerner sull'indice *Z-score* è positivo e altamente significativo, individuando così una relazione positiva tra concorrenza e stabilità del sistema bancario: quando aumenta il potere di mercato della banca, la riduzione della concorrenza bancaria rende le banche meno rischiose, aumentando il loro *Z-score*, e rendendo il sistema bancario complessivamente più stabile. Questo risultato è coerente con il tradizionale modello del *charter-value* nel quale la concorrenza interbancaria agisce sull'attitudine al rischio delle banche, mentre è in contrasto con le predizioni del modello di Boyd e De Nicolò [2005] per il quale la concorrenza bancaria riducendo i tassi di interesse

praticati dalle banche mitiga i comportamenti di azzardo morale delle imprese prenditrici di fondi con effetti benefici sulla rischiosità dell'attivo bancario.

In linea con le attese, l'impatto della crisi finanziaria sull'indice Z-score è negativo e anch'esso molto significativo, coerentemente con l'ipotesi che durante la crisi la probabilità di insolvenza delle banche sia fortemente aumentata e il sistema bancario sia divenuto nell'insieme più instabile.

Per quanto riguarda le variabili di controllo, come ci si attendeva le banche con un elevato impegno nell'attività tradizionale di impiego (*PRESTITI*) e un alto valore delle risorse accantonate per far fronte alle sofferenze (*SOFF*) sui crediti concessi sono più esposte a rischi ed evidenziano valori significativamente inferiori dello Z-score. Similmente, al crescere della quota di raccolta complessiva tratta sui mercati interbancari (*RACCOLTA*) e al ridursi della quota di ricavi da servizi (*NOINT*) il rischio della banca si riduce, anche se i coefficienti stimati risultano statisticamente significativi solo al 5 per cento. Infine, lo Z-score appare positivamente correlato con la crescita dell'attivo bancario, mentre è statisticamente indipendente dalla sua dimensione (*ln_ATT*) e dalla disponibilità di capitale regolamentare (*TIER1*).

Nella misura in cui potrebbero esservi effetti non osservati specifici a ciascuna banca che spiegano la loro rischiosità e sono correlati con il loro potere di mercato, abbiamo poi proceduto a effettuare delle stime in panel con effetti fissi e casuali per spiegare la relazione concorrenza-rischio. Per confrontare la validità degli stimatori a effetti fissi e casuali, abbiamo effettuato il test di Hausman [1978] e il test di Breusch e Pagan [1979]. Il test di Hausman non rispetta le ipotesi asintotiche all'interno del nostro campione, anche se quando si regolano le statistiche del test per forzare un risultato, l'ipotesi di consistenza degli effetti

fissi non sembra essere respinta⁷. Al contrario, la statistica BPLM (Breusch-Pagan Lagrange Multiplier test) respinge l'ipotesi di varianza zero per gli effetti di banca, un risultato coerente con l'ipotesi di effetti casuali. Visto il carattere non conclusivo dei test statistici, nelle tabella A.3 riportiamo sia le stime FE, sia le stime RE (colonne 2 e 3).

Entrambi i modelli confermano l'impatto negativo e significativo della concorrenza e della crisi finanziaria sulla stabilità del sistema bancario. Inoltre, i coefficienti di *LERNER* e *CRISI* assumono valori in linea con quelli delle stime OLS.

Le stime FE evidenziano un migliore *fit* del modello rispetto alle stime OLS in pool, con un aumento dell' R^2 e della statistica F rispettivamente a 0,31 e 299,3, ma evidenziano anche cambiamenti di segno e di significatività nei coefficienti delle variabili di controllo. In particolare, *RACCOLTA*, *PRESTITI* e *CRESCITA* non appaiono più statisticamente significativi. Il cambiamento più rilevante è nel coefficiente della variabile *NOINT* che da positivo e significativo assume un segno significativamente minore di zero. Allo stesso tempo, la disponibilità di capitale ai fini regolamentari e la dimensione della banca hanno un impatto negativo e significativo sulla stabilità della banca (anche se per il primo l'impatto è economicamente poco significativo). Al contrario, i risultati del modello RE sono maggiormente in linea con quelli del modello OLS eccetto che per i coefficienti di *RACCOLTA* e *NOINT* che non risultano statisticamente significativi.

⁷ La tabella A.5 riporta le statistiche dei test di Hausman. Quando forziamo il risultato del test di Hausman nonostante le assunzioni asintotiche non siano rispettate, otteniamo valori della statistica χ^2 negativi (H1). Abbiamo quindi analizzato 5 possibili correzioni. Anzitutto, abbiamo proceduto a includere la costante nella specificazione utilizzata nel test (H2). Inoltre, abbiamo alternativamente utilizzato la sola varianza delle stime FE (H3) e delle stime RE (H4) nella costruzione della statistica χ^2 . Infine, abbiamo testato la consistenza delle stime a effetti fissi e a effetti casuali utilizzando un test di sovraidentificazione sulle condizioni di ortogonalità tra i regressori e il termine di errore idiosincratice (Arellano 1993; Wooldridge 2002, pp. 290-91). A differenza del test originario di Hausman, questo test può essere adattato anche a stime con errori standard robusti e clusterizzati generando sempre statistiche test non-negative (H5). Le diverse correzioni del test di Hausman hanno p-values bassi che rigettano l'ipotesi RE.

Le colonne 4, 5 e 6 riportano, rispettivamente, i risultati delle stime OLS, FE e RE relative al modello (2). In media, nel periodo esaminato l'impatto della concorrenza tra banche sulla loro stabilità continua ad essere negativo e significativo ($\beta > 0$). Tuttavia, tale relazione diviene statisticamente molto più intensa durante gli anni della crisi finanziaria. Ad esempio, nelle stime con effetti fissi il valore del coefficiente della variabile *LERNER* passa da 0,55 nel 2007 a 1,32 nel periodo 2008-10. Questo valore compensa l'aumento della rischio sperimentato dalle le banche a causa della crisi (-077). Il coefficiente del termine di interazione è sempre molto significativo e stabile con tutti i metodi di stima. Per quanto riguarda le altre variabili, il valore dei coefficienti stimati è in linea con i risultati del modello (1).

In definitiva, i nostri risultati suggeriscono che per il settore bancario italiano risulta valida l'ipotesi concorrenza-fragilità del modello *charter-value* e che durante la crisi finanziaria i comportamenti di azzardo morale delle banche italiane e gli effetti negativi della concorrenza sulla stabilità delle banche sono divenuti ancora più stringenti.

6. Robustezza

In questo paragrafo controlliamo la robustezza dei nostri risultati svolgendo tre ulteriori esercizi econometrici.

Anzitutto, replichiamo la stima dei modelli (1) e (2) ipotizzando che i bilanci delle banche abbiano risentito degli effetti negativi della crisi globale con un anno di ritardo, a partire dal 2009, e quindi ridefinendo la variabile *CRISI* in maniera corrispondente. I risultati sono riportati nella Tabella 4. Tutte le statistiche test offrono indicazioni simili a quelle dei modelli originali. L' R^2 e la statistica F confermano il buon adattamento del modello ai dati, mentre i test di Hausman e di Breusch e Pagan offrono indicazioni contrastanti riguardo la validità dell'ipotesi di effetti fissi o effetti casuali. I coefficienti delle variabili di controllo

risultano sostanzialmente invariati e confermano che *PRESTITI* e *SOFF* sono le determinanti principali della rischiosità dell'attivo bancario; solo la dimensione della banca (*ln_ATT*) perde di significatività anche quando si utilizza lo stimatore a effetti fissi (colonne 2 e 5). Per quanto riguarda le nostre variabili di interesse, *LERNER* perde di significatività nel modello FE (colonna 2), mentre nelle stime OLS e RE mantiene la significatività statistica e il segno positivo (colonna 1 e 3). Quando consideriamo l'interazione tra *CRISI* e *LERNER*, il coefficiente relativo alla concorrenza perde ulteriormente significatività anche nel modello con gli effetti casuali, mentre il termine di interazione appare positivo e significativo al 5 per cento con tutti i metodi di stima evidenziando ancora più chiaramente che è durante la crisi che la concorrenza ha fatto sentire i suoi effetti negativi sulla stabilità delle banche.

Come secondo esercizio di robustezza, abbiamo modificato la specificazione riportata nelle equazioni (1) e (2) per tenere conto di eventuali effetti di non linearità nella relazione concorrenza-rischio introducendo un termine quadratico per *LERNER* in linea con le predizioni del modello di Martinez-Miera e Repullo [2008]. I risultati riportati nella tabella A.3 rigettano l'ipotesi di non-monotonicità essendo il coefficiente di $LERNER^2$ statisticamente non significativo sia nelle stime in pool, sia nelle stime in panel.

Come ultimo esercizio di robustezza (non riportato per ragioni di spazio), abbiamo aggiunto e rimosso alcune variabili di controllo al nostro modello per indagare ulteriormente sulla validità della nostra specificazione. In particolare, abbiamo rimosso *ln_TA* e *TIER1* prima individualmente e poi contemporaneamente. Queste variabili sono regressori poco significativi e la loro presenza potrebbe migliorare i test statistici di significatività della stima in modo artificiale. Successivamente, abbiamo considerato nel modello i costi della raccolta rispetto ai ricavi generati dall'attività di intermediazione (rapporto costi-ricavi) e la copertura delle passività operative attraverso derivati come ulteriore misura del rischio di credito. Entrambi gli esercizi (esclusione di variabili di controllo incluse e inclusione di nuove

variabili di controllo) confermano i nostri precedenti risultati. In particolare, la crisi consolida il paradigma *charter-value* mentre non c'è evidenza in favore del paradigma *risk-shifting* proposto da Boyd-De Nicolò [2005].

7. Conclusioni

La recente letteratura ha rinnovato l'interesse degli economisti sui nessi tra concorrenza interbancaria, rischiosità delle banche e fragilità del sistema bancario. Il tradizionale paradigma *charter-value*, ripreso in termini moderni da Keeley [1990], afferma che c'è un trade-off tra concorrenza bancaria e stabilità e prevede una relazione positiva tra il potere di mercato delle banche e la stabilità finanziaria. Il paradigma *risk-shifting* proposto da Boyd e De Nicolò [2005] suggerisce che non esiste questo trade-off perché un'aggressiva competizione bancaria porta a più bassi tassi di interesse che, a loro volta, riducono la probabilità di default di un'impresa rendendo così le banche più sicure. Con previsioni teoriche contrastanti, sono i dati a dover discriminare tra le due teorie, ma sfortunatamente anche l'evidenza empirica degli studi su più paesi è ambigua per cui molti autori si sono concentrati ad analizzare la relazione concorrenza-rischio tra banche a livello nazionale. In linea con questa letteratura, in questo lavoro abbiamo esplorato il nesso concorrenza-rischio usando un panel di 677 banche italiane dal 2006 al 2010.

I nostri risultati mostrano che: (i) lo Z-score di Altman, la nostra misura di solidità della banca, è positivamente e significativamente associata con l'indice di Lerner, la nostra misura di concentrazione del mercato, e (ii) la crisi finanziaria del 2008-2010 ha rafforzato questa relazione. Questi risultati sono statisticamente robusti rispetto all'utilizzo di diversi stimatori e a potenziali ritardi nella manifestazione della crisi finanziaria nei dati contabili. Non troviamo invece supporto in favore di relazioni di tipo quadratico tra concorrenza bancaria e rischiosità. Nel complesso, i nostri risultati differiscono da quelli ottenuti dagli

studi su più paesi come Boyd et al. [2006] e Berger et al. [2009] ma sono in linea con la maggior parte degli studi sui singoli paesi.

La nostra analisi, tuttavia, presenta anche alcuni limiti. In primo luogo, facciamo affidamento su una specifica misura della concorrenza bancaria, l'indice di Lerner. Poiché esaminiamo solo il sistema bancario italiano, non possiamo usare misure di concorrenza a livello paese come l'indice di Herfindhal che non presenterebbero variabilità usando dati italiani. In secondo luogo, ci concentriamo sullo Z-score di Altman, una misura di stabilità a livello di banca, e non su indicatori di rischio sistemico. Questo implica che non consideriamo esplicitamente le interconnessioni tra banche.

References

Albertazzi, U. e Marchetti, D.J.

2010 *Credit supply, flight to quality and evergreening: an analysis of bank-firm relationships after Lehman*, in «*Temì di discussione*», 756, Roma, Banca d'Italia.

Allen, F. e Gale, D.

2004 *Competition and financial stability*, in «*Journal of Money, Credit, and Banking*», 36, 3, pp. 453–480.

Altman, E.

1968 *Financial ratios, discriminant analysis and the prediction of corporate bankruptcy*, in «*Journal of Finance*», 23, 4, pp. 589–609.

Angelini, P. e Cetorelli, N.

2003 *The Effects of Regulatory Reform on Competition in the Banking Industry*, in «*Journal of Money, Credit, and Banking*», 35, 5, pp. 663-684.

Arellano, M.

1993 *On the testing of correlated effects with panel data*, in «*Journal of Econometrics*», 59, 1-2, pp. 87-97.

Beck, T., De Jonghe, O. e Schepens, G.

2013 *Bank competition and stability: cross-country heterogeneity*, in «*Journal of Financial Intermediation*», 22, 2, pp. 218-244.

- Beck, T., Demirguc-Kunt, A. e Levine, R.
2006 *Bank concentration, competition, and crises: first results*, in «Journal of Banking and Finance», 30, 5, pp. 1581-1603.
- Berger, A.N., Klapper, L.F. e Turk-Ariss, R.
2009 *Bank competition and financial stability*, in «Journal of Financial Services Research», 35, 2, pp. 99–118.
- Boot, A.W.A. e Thakor, A.V.
1993 *Self-interested bank regulation*, in «American Economic Review», 83,2, pp. 206-212.
- Boyd, J. De Nicolò, G. e Jalal, A.
2006 *Bank risk-taking and competition revisited: new theory and new evidence*, «IMF Working Paper» 06/297, Washington, International Monetary Fund.
- Boyd, J. H. e Runkle, D. E.
1993 *Size and performance of banking firms. Testing the predictions of theory*, in «Journal of Monetary Economics », 31, 1, pp. 47-67.
- Boyd, J.H. e De Nicolò, G.
2005 *The theory of bank risk taking and competition revisited*, in «Journal of Finance», 60, 3, pp. 1329-1343.
- Boyd, J.H. e Graham, S.L.
1996 *Consolidation in U.S. banking: implications for efficiency and risk*, in «FRBM Working Papers», 572, Minneapolis, Federal Reserve Bank of Minneapolis.
- Breusch, T., Pagan, A.
1979 *A simple test of heteroskedasticity and random coefficient variation*, in «Econometrica», 47, 5, pp. 1287-1294.
- Brewer, E. e Saldenber, M.R.
1996 *Franchise value, ownership structure, and risk at savings institutions*, in «FRBNY Research Paper», 9632, New York, Federal Reserve Bank of New.
- Buch, M.C., Koch, C.T. e Koetter, M.
2013 *Do banks benefit from internationalization? Revisiting the market power–risk nexus*, in «Review of Finance», 17, 4, pp. 1401-1435
- Carbo-Valverde, S., Rodriguez-Fernandez, F. e Udell, G.
2009 *Bank market power and SME financing constraints*, in «Review of Finance», 13, 2, pp. 309–340.

- De Bonis, R., Pozzolo, A.F., e Stacchini, M.
 2012 *The Italian banking system: facts and interpretations*, in «Economics & Statistics Discussion Paper», 068/12, Università del Molise.
- De Nicolò, G., Loukoianova, E.
 2007 *Bank ownership, market structure and risk*, in «IMF Working Papers», 07/215, International Monetary Fund.
- Dell'Ariccia, G., Marquez, R.
 2006 *Lending booms and lending standards*, in «Journal of Finance», 61, 5, pp. 2511-2546
- Demirgüç-Kunt, A., Huizinga, H.
 2013 *Are banks too big to fail or too big to save? International evidence from equity prices and CDS spreads*, in «Journal of Banking & Finance», 37, 3, pp. 875-894
- Demsetz, R., Saldenber, M.R., e Strahan, P.E.
 1996 *Banks with something to lose: the disciplinary role of franchise value*, in «Federal Reserve Bank of New York Economic Policy Review», 2, 2, pp. 1-14.
- Dick, A.
 2006 *Nationwide branching and its impact on market structure, quality, and bank performance*, in «Journal of Business», 79, 2, pp. 567-592.
- Fратиани, M., Marchionne, F.
 2010 *Banks' great bailout of 2008-2009*, in «Banks and Bank Systems», 5, 2, pp. 3-19
- Fратиани, M., Marchionne, F.
 2013 *The banking bailout of the subprime crisis: was the bang worth the buck?*, in «Journal of International Financial Markets, Institutions and Money», 23, 1, pp. 240-264.
- Giannola A., Lopes A., Zazzaro A.
 2013 *La convergenza dello sviluppo finanziario tra le regioni italiane dal 1890 a oggi*, in «Rivista di Politica Economica», 102, 1-3, pp. 145-197.
- Gobbi G., Sette E.
 2012 *Relationship lending in a financial turmoil*, in «MoFiR wp», 59
- Hakenes, H., Schnabel, I.
 2011 *Capital regulation, bank competition, and financial stability*, in «Economics Letters», 113, 3, pp. 256-258.
- Hausman, J.A.
 1978 *Specification tests in econometrics*, in «Econometrica», 46, 6, pp. 1251-1271.
- Hellmann, T., Murdock, K., e Stiglitz, J.

- 2000 *Liberalization, moral hazard in banking and prudential regulation: are capital requirements enough?*, in «American Economic Review», 90, 1, pp. 147-165.
- Jayaratne, J., Strahan, P.
- 1998 *Entry restrictions, industry evolution, and dynamic efficiency: evidence from commercial banking*, in «Journal of Law and Economics», 41, 1, pp. 239–273.
- Jiménez, G., Lopez, J.A., Saurina, J.
- 2010 *How does competition impact bank risk-taking?*, in «Banco de Espana Working Paper», 1005.
- Keeley, M.C.
- 1990 *Deposit insurance, risk and market power in banking*, in «American Economic Review», 80, 5, pp. 1183-1200.
- Kick, T., Prieto, E.
- 2013 *Bank risk taking and competition: evidence from regional banking markets*, mimeo
- Koetter, M., Wedow, M.
- 2010 *Finance and growth in a bank-based economy: is it quantity or quality that matters?*, in «Journal of International Money and Finance», 29, 8, pp. 1529–1545.
- Laeven, L., Levine, R.
- 2009 *Bank governance, regulation and risk taking*, in «Journal of Financial Economics», 93, 2, pp. 259–275.
- Liu, H., Molyneux, P., and Nguyen, L.H.
- 2012 *Competition and risk in South East Asian commercial banking*, in «Applied Economics», 44, 28, pp. 3627-3644.
- Marcus, A.J.
- 1984 *Deregulation and bank financial policy*, in «Journal of Banking and Finance», 8, 4, pp. 557-565.
- Martinez-Miera, D. Repullo, R.
- 2010 *Does competition reduce the risk of bank failure?*, in «Review of Financial Studies», 23, 10, pp. 3638-3664.
- Noth, F.
- 2011 *Banking competition and real sector stability: does the risk shifting channel exist?*, available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=1958614>.
- Padoa-Schioppa, T.

- 2001 *Bank competition: a changing paradigm*, in «European Finance Review», 5, 1-2, pp. 13-20
- Presbitero, A.F., Udell, G.F., Zazzaro, A.
- 2013 *The home bias and the credit crunch: a regional perspective*, in «Journal of Money Credit and Banking », in corso di pubblicazione.
- Salas, V., Saurina, J.
- 2003 *Deregulation, market power and risk behaviour in Spanish banks*, in «European Economic Review», 47, 6, pp. 1061-1075.
- Schaeck, K., Cihak, M.
- 2010 *Competition, efficiency, and soundness in banking: an industrial organization perspective*, in «European Banking Center Discussion Paper», No. 2010-20S, <http://ssrn.com/paper=1635245>.
- Schaeck, K., Cihak, M., Wolfe, S.
- 2009 *Are competitive banking systems more stable?*, in «Journal of Money, Credit and Banking», 41, 4, pp. 711-734.
- Schreiber, S.
- 2008 *The Hausman test statistic can be negative even asymptotically*, in «Journal of Economics and Statistics», 228, 4, pp. 394-405.
- Soedarmono, W., Machrouh, F., Tarazi, A.
- 2013 *Bank competition, crisis and risk taking: evidence from emerging markets in Asia*, in «Journal of International Financial Markets, Institutions and Money», 23, 1, pp. 196-221
- Tabak, B.M., Fazio, D.M., Cajueiro, D.O.
- 2011 *The relationship between banking market competition and risk-taking: do size and capitalization matter?*, in «Banco Central do Brasil, Working Series Paper», 261
- Turk Ariss, R.
- 2010 *On the implications of market power in banking: evidence from developing countries*, in «Journal of Banking and Finance», 34, 4, pp. 765-775.
- Vasicek, O.
- 2002 *Loan portfolio value*, in «Risk», 15, pp. 160-62.
- Wagner, W.
- 2010 *Loan market competition and bank risk-taking*, in «Journal of Financial Services Research», 37, 1, pp. 71-81.

Wooldridge, J.M.

2002 *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, Cambridge, MA: MIT Press.

Tavola 1: Definizione delle Variabili

| Funzione dei costi translog | | |
|----------------------------------|---|--|
| <i>Determinanti</i> | | |
| <i>P</i> | Prezzo del totale dell'attivo | Reddito operative totale sul totale dell'attivo. ^(a) |
| <i>C</i> | Costi del totale dell'attivo | Costi operative totali |
| <i>Q</i> | Dimensione dell'impresa | Totale dell'attivo |
| <i>W₁</i> | Capitale fisso | Altre spese operative ed amministrative sull'attivo tangibile e intangibile (Input 1) |
| <i>W₂</i> | Lavoro | Spese per il personale per occupato (Input 2) |
| <i>W₃</i> | Fondi | Spese per interessi sul totale depositi e finanziamento sul mercato monetario (Input 3) |
| <i>Costi Marginali</i> | | |
| <i>MC</i> | Costi marginali annuali | Costi marginali usando il totale dell'attivo come output nella funzione dei costi translog stimata annualmente |
| Concorrenza-Rischio delle Banche | | |
| <i>Rischio</i> | | |
| <i>Zs</i> | Lo Z-score di Altman è un indice facile da calcolare che combina voci diverse dal conto economico e dallo stato patrimoniale per misurare la solidità finanziaria di un'impresa. L'indice è uguale a: | |
| | $Z_s = 0.012*T_1 + 0.014*T_2 + 0.033*T_3 + 0.006*T_4 + 0.009*T_5$ | |
| | Le cinque determinanti dello Z-score sono: | |
| | <i>T₁</i> = Capitale operativo / Totale dell'attivo. Misura gli attivi liquidi in relazione alla dimensione dell'impresa. | |
| | <i>T₂</i> = Utili non distribuiti / Totale dell'attivo. Misura la profittabilità la quale riflette l'età dell'impresa e la sua capacità di generare profitti. | |
| | <i>T₃</i> = Reddito operativo / Totale dell'attivo. Misura l'efficienza operativa a parte tasse e fattori di leveraging. Questo riconosce l'importanza del profitti operativi nella possibilità di sopravvivenza di lungo termine. | |
| | <i>T₄</i> = Valore di mercato delle azioni / Valore contabile del totale del passivo. Aggiunge la dimensione di mercato la quale può mettere in evidenza la fluttuazione del prezzo del titolo come un possibile segnale di allarme. | |
| | <i>T₅</i> = Vendite / Totale dell'attivo. È una misura standard per l'indice di rotazione delle attività (varia ampiamente da settore a settore). | |
| <i>Concorrenza</i> | | |
| <i>LERNER</i> | Indice di Lerner annuale | Indice di Lerner stimato usando una funzione di costi translog per ogni anno. È uguale a $(P-MC)/P$ |
| Controls | | |
| <i>RACCOLTA</i> | Struttura di finanziamento | Quota del finanziamento all'ingrosso sul totale della raccolta di fondi |
| <i>PRESTITI</i> | Composizione dell'attivo | Prestiti alla clientela sul totale dell'attivo |
| <i>NOINT</i> | Composizione dei ricavi | Redditi non da interessi sul reddito totale |
| <i>ln_TA</i> | Dimensione della banca | Logaritmo del totale dell'attivo |
| <i>SOFF</i> | Rischio di credito | Accantonamenti per sofferenze sui crediti erogati sul totale dei redditi da interesse. |
| <i>CRESCITA</i> | Crescita del totale dell'attivo | Crescita annuale del totale dell'attivo |
| <i>TIER1</i> | TIER 1 Capital Ratio | TIER 1 Capital Ratio |

NOTE: (a) Redditi operativi totali negativi sono esclusi (7 osservazioni).

Tavola 2 – Statistiche descrittive.

| Variabile | Zs | LERNER | RACCOLTA | PRESTITI | NOINT | ln TA | SOFF | CRESCITA | TIERI |
|---|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|-----------|
| Panel A: intero periodo | | | | | | | | | |
| Media | 0.079 | 0.408 | 0.102 | 0.654 | 0.246 | 13.078 | 0.293 | 0.666 | 25.633 |
| Mediana | 0.059 | 0.409 | 0.016 | 0.699 | 0.207 | 12.827 | 0.203 | 0.068 | 13.7 |
| St.Dev. | 0.319 | 0.129 | 0.212 | 0.189 | 0.216 | 1.72 | 0.375 | 22.176 | 328.323 |
| Min. | 0 | 0.026 | 0 | 0 | -3.23 | 8.545 | 0 | -0.999 | -9.982 |
| Max. | 15.505 | 0.93 | 1 | 0.989 | 5.353 | 19.878 | 5.827 | 1103.961 | 15940 |
| N. Oss. | 3199 | 3144 | 2573 | 2576 | 2576 | 2576 | 2576 | 2611 | 3357 |
| Panel B: sottocampioni nel caso la crisi sia iniziata nel 2008 | | | | | | | | | |
| <i>Pre-Crisi</i> | | | | | | | | | |
| Media | 0.084 | 0.447 | 0.1 | 0.646 | 0.247 | 12.989 | 0.24 | 0.124 | 25.462 |
| Mediana | 0.072 | 0.447 | 0.015 | 0.69 | 0.2 | 12.704 | 0.175 | 0.084 | 13.265 |
| <i>Crisi</i> | | | | | | | | | |
| Media ^(a) | 0.076 | 0.381*** | 0.103 | 0.656 | 0.246 | 13.108 | 0.31*** | 0.844 | 25.748 |
| Mediana ^(b) | 0.047*** | 0.379*** | 0.017 | 0.702 | 0.209 | 12.862* | 0.218*** | 0.062*** | 14.07*** |
| Panel C: sottocampioni nel caso la crisi sia iniziata nel 2009 | | | | | | | | | |
| <i>Pre-crisi</i> | | | | | | | | | |
| Media | 0.08 | 0.437 | 0.104 | 0.65 | 0.237 | 13.007 | 0.242 | 1.035 | 22.416 |
| Mediana | 0.068 | 0.435 | 0.016 | 0.693 | 0.191 | 12.746 | 0.174 | 0.085 | 13.25 |
| <i>Crisi</i> | | | | | | | | | |
| Media ^(a) | 0.079 | 0.362*** | 0.1 | 0.658 | 0.255** | 13.15** | 0.344*** | 0.297 | 30.573 |
| Mediana ^(b) | 0.041*** | 0.359*** | 0.016 | 0.704 | 0.225*** | 12.915** | 0.253*** | 0.046*** | 14.432*** |

NOTE: (a) Test di confronto tra le medie dei sottocampioni; (b) test del rango di Wilcoxon tra le mediane dei sottocampioni. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tavola 3. Impatto lineare della concorrenza sulla rischiosità nel sistema bancario italiano. Crisi: dal 2008.

| Variabile dipendente Specificazione Stimatore VARIABILI | <i>ln(Zs)</i> | | | | | |
|--|-----------------|------------|------------|--------------------|------------|------------|
| | <i>Semplice</i> | | | <i>Interattivo</i> | | |
| | <i>OLS</i> | <i>FE</i> | <i>RE</i> | <i>OLS</i> | <i>FE</i> | <i>RE</i> |
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| Concorrenza | | | | | | |
| <i>LERNER</i> | 1.3697*** | 1.1848*** | 1.2019*** | 0.8083*** | 0.5472** | 0.6255*** |
| <i>CRISI</i> | -0.4287*** | -0.4435*** | -0.4474*** | -0.7385*** | -0.7742*** | -0.7588*** |
| <i>CRISI*LERNER</i> | | | | 0.7207*** | 0.7694*** | 0.7229*** |
| Controlli | | | | | | |
| <i>RACCOLTA</i> | -0.2141** | 0.0253 | -0.0837 | -0.2146** | 0.0421 | -0.0795 |
| <i>PRESTITI</i> | -0.2647*** | 0.1961 | -0.3846*** | -0.2486** | 0.2424 | -0.3540*** |
| <i>NOINT</i> | 0.4106** | -1.0454*** | -0.1186 | 0.4285*** | -0.9689*** | -0.0845 |
| <i>ln_TA</i> | -0.0074 | -0.2577** | -0.0086 | -0.0069 | -0.2666** | -0.0091 |
| <i>SOFF</i> | -0.3755*** | -0.2678*** | -0.3861*** | -0.3777*** | -0.2734*** | -0.3904*** |
| <i>CRESCITA</i> | 0.0005*** | -0.0001 | 0.0004*** | 0.0005*** | -0.0001 | 0.0005*** |
| <i>TIERI</i> | -0.0001 | -0.0000*** | -0.0001 | -0.0001 | -0.0000*** | -0.0001 |
| Costante | -2.9293*** | 0.4378 | -2.6284*** | -2.7070*** | 0.7801 | -2.4013*** |
| Effetti di banca | | Yes | Yes | | Yes | Yes |
| Osservazioni | 2335 | 2335 | 2335 | 2335 | 2335 | 2335 |
| R ² | 0.211 | 0.310 | 0.198 | 0.214 | 0.315 | 0.201 |
| Numero di banche | | 677 | 677 | | 677 | 677 |
| F-Test | 62.52 | 299.3 | 715.8 | 57.16 | 292.3 | 741.7 |
| Prob F-Test>F | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| BPLM | | | 304.9 | | | 307.3 |
| Prob BPLM> χ^2 | | | 0 | | | 0 |

NOTE: Stime OLS, RE e FE dell'impatto dell'indice di Lerner (concorrenza) sullo Z-score di Altman (rischiosità) nel sistema bancario italiano dal 2006 al 2010 usando errori standard robusti. Variabile dipendente: *ln(Zs)*. Variabili di interesse: *LERNER*. Per la definizione delle variabili vedere Tavola 1. La dummy *CRISI* è uguale a 1 dal 2008 in poi e 0 altrimenti. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.10

Tavola 4. Impatto lineare della concorrenza sulla rischiosità nel sistema bancario italiano. Crisi: dal 2009.

| Variabile dipendente Specificazione Stimatore VARIABILI | <i>ln(Zs)</i> | | | | | |
|--|-----------------|------------|------------|--------------------|------------|------------|
| | <i>Semplice</i> | | | <i>Interattivo</i> | | |
| | <i>OLS</i> | <i>FE</i> | <i>RE</i> | <i>OLS</i> | <i>FE</i> | <i>RE</i> |
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| Concorrenza | | | | | | |
| <i>LERNER</i> | 1.0300*** | -0.0210 | 0.4684*** | 0.7136*** | -0.3527 | 0.1767 |
| <i>CRISI</i> | -0.3945*** | -0.4600*** | -0.4377*** | -0.6409*** | -0.6814*** | -0.6482*** |
| <i>CRISI*LERNER</i> | | | | 0.5745** | 0.5110** | 0.4873** |
| Controlli | | | | | | |
| <i>RACCOLTA</i> | -0.2059* | -0.1697 | -0.0918 | -0.2101* | -0.1438 | -0.0892 |
| <i>PRESTITI</i> | -0.2451** | 0.1551 | -0.3618*** | -0.2262** | 0.2053 | -0.3325*** |
| <i>NOINT</i> | 0.4580*** | -0.8512*** | -0.0275 | 0.4794*** | -0.7771*** | 0.0064 |
| <i>ln_TA</i> | 0.0022 | -0.1544 | 0.0159 | 0.0019 | -0.1594 | 0.0151 |
| <i>SOFF</i> | -0.3508*** | -0.1759** | -0.3279*** | -0.3532*** | -0.1840** | -0.3311*** |
| <i>CRESCITA</i> | 0.0002** | -0.0003 | 0.0002* | 0.0002** | -0.0003 | 0.0002** |
| <i>TIERI</i> | -0.0001 | -0.0000*** | -0.0001 | -0.0001 | -0.0000*** | -0.0001 |
| Costante | -3.0689*** | -0.5385 | -2.8104*** | -2.9401*** | -0.3753 | -2.6961*** |
| Effetti di banca | | Yes | Yes | | Yes | Yes |
| Osservazioni | 2335 | 2335 | 2335 | 2335 | 2335 | 2335 |
| R ² | 0.214 | 0.327 | 0.199 | 0.217 | 0.331 | 0.201 |
| Numero di banche | | 677 | 677 | | 677 | 677 |
| F-Test | 56.50 | 223.9 | 708.1 | 51.13 | 207.1 | 706.8 |
| Prob F-Test>F | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| BPLM | | | 324.7 | | | 321.4 |
| Prob BPLM> χ^2 | | | 0 | | | 0 |

NOTE: Stime OLS, RE e FE dell'impatto dell'indice di Lerner (concorrenza) sullo Z-score di Altman (rischiosità) nel sistema bancario italiano dal 2006 al 2010 usando errori standard robusti. Variabile dipendente: *ln(Zs)*. Variabili di interesse: *LERNER*. Per la definizione delle variabili vedere Tavola 1. La dummy *CRISI* è uguale a 1 dal 2009 in poi e 0 altrimenti. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.10

Appendice A

Tavola A.1 – Statistiche descrittive della variabili della funzione di costo Translog

| Variabili | <i>C</i> | <i>W₁</i> | <i>W₂</i> | <i>W₃</i> | <i>P</i> | <i>MC</i> |
|--|-------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------|-----------|
| Intero periodo | | | | | | |
| Media | 63928.38 | 1.727 | 99.75 | 0.035 | 0.037 | 0.023 |
| Mediana | 8733 | 0.611 | 68.091 | 0.03 | 0.034 | 0.021 |
| St.Dev. | 315846.8 | 6.648 | 1306.958 | 0.045 | 0.033 | 0.017 |
| Min. | 184 | -146.208 | 0.729 | 0 | 0 | 0 |
| Max. | 6875257 | 129.125 | 73222.78 | 1.878 | 0.774 | 0.54 |
| N. Oss. | 3357 | 3344 | 3350 | 3351 | 3357 | 3312 |
| Sottocampioni nel caso la crisi sia iniziata nel 2008 | | | | | | |
| <i>Pre-Crisis</i> | | | | | | |
| Media | 63836.09 | 1.723 | 106.775 | 0.041 | 0.038 | 0.023 |
| Mediana | 8047 | 0.602 | 66.33 | 0.036 | 0.036 | 0.021 |
| <i>Crisis</i> | | | | | | |
| Media ^(a) | 64070.08 | 1.732 | 88.946 | 0.026*** | 0.034*** | 0.023 |
| Mediana ^(b) | 9723.226*** | 0.625* | 70.329*** | 0.021*** | 0.031*** | 0.02 |
| Sottocampioni nel caso la crisi sia iniziata nel 2008 | | | | | | |
| <i>Pre-Crisis</i> | | | | | | |
| Media | 61071.94 | 1.691 | 69.363 | 0.037 | 0.039 | 0.023 |
| Mediana | 7709.5 | 0.586 | 64.563 | 0.032 | 0.037 | 0.021 |
| <i>Crisis</i> | | | | | | |
| Media ^(a) | 65864.08 | 1.751 | 120.389 | 0.034* | 0.035*** | 0.023 |
| Mediana ^(b) | 9399*** | 0.627** | 70.071*** | 0.027*** | 0.032*** | 0.021 |

NOTE: (a) Test di confronto tra le medie dei sottocampioni; (b) test del rango di Wilcoxon tra le mediane dei sottocampioni. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tavola A.2. Stime della funzione di costo Translog

| Periodo: | 2006-2010 | 2006 | 2007 | 2008 | 2009 | 2010 |
|-------------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|------------|
| VARIABILI | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| $Ln(Q)$ | 1.3042*** | 1.1242*** | 1.2410*** | 1.4408*** | 1.2630*** | 1.1350*** |
| $Ln(Q)*Ln(Q)$ | -0.0260*** | -0.0288*** | -0.0212** | -0.0196** | -0.0267*** | -0.0264*** |
| $Ln(Q)*Ln(W_1)$ | -0.0125*** | -0.0366*** | -0.0121 | 0.0113 | -0.0087 | -0.0283*** |
| $Ln(Q)*Ln(W_2)$ | -0.0028 | 0.0364 | -0.0043 | -0.0434** | 0.0016 | 0.0262 |
| $Ln(Q)*Ln(W_3)$ | 0.0153** | 0.0003 | 0.0165 | 0.0321* | 0.0071 | 0.0022 |
| $Ln(W_1)$ | -0.3461*** | 0.0713 | -0.6108*** | -0.5490*** | -0.2911 | 0.0841 |
| $Ln(W_2)$ | 2.1129*** | 2.0846** | 2.9274*** | 2.5537*** | 1.6323*** | 0.9944*** |
| $Ln(W_3)$ | -0.7668*** | -1.1559 | -1.3167*** | -1.0047*** | -0.3412 | -0.0785 |
| $Ln(W_1)*Ln(W_1)$ | -0.0899*** | -0.1234*** | -0.0737*** | -0.0482*** | -0.1083*** | -0.0761*** |
| $Ln(W_1)*Ln(W_2)$ | 0.1215*** | 0.1254*** | 0.1537*** | 0.0889*** | 0.1158*** | 0.0798*** |
| $Ln(W_1)*Ln(W_3)$ | -0.0316*** | -0.0020 | -0.0800*** | -0.0407** | -0.0075 | -0.0037 |
| $Ln(W_2)*Ln(W_2)$ | -0.1939*** | -0.2487*** | -0.3129*** | -0.1729*** | -0.1391*** | -0.0781** |
| $Ln(W_2)*Ln(W_3)$ | 0.0724*** | 0.1233 | 0.1592*** | 0.0840*** | 0.0234 | -0.0017 |
| $Ln(W_3)*Ln(W_3)$ | -0.0408*** | -0.1213* | -0.0791** | -0.0433** | -0.0159 | 0.0054 |
| Dummy anno=2007 | 0.0196 | | | | | |
| Dummy anno =2008 | -0.0083 | | | | | |
| Dummy anno =2009 | -0.0921*** | | | | | |
| Dummy anno =2010 | -0.1378*** | | | | | |
| Costante | -13.1097*** | -12.8420*** | -15.3276*** | -15.1844*** | -11.0594*** | -8.5127*** |
| Osservazioni | 3312 | 661 | 681 | 668 | 670 | 632 |
| R ² | 0.923 | 0.928 | 0.927 | 0.929 | 0.921 | 0.919 |
| F-Test | 3444 | 899.5 | 927.4 | 948.5 | 1374 | 1322 |
| Prob F-Test>F | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |

NOTE: Stimatore OLS vincolato. Vincoli:

- (1) $ln(W_1) + ln(W_2) + ln(W_3) = 1$;
 - (2) $ln(Q)*ln(W_1) + ln(Q)*ln(W_2) + ln(Q)*ln(W_3) = 0$;
 - (3) $ln(W_1)*ln(W_1) + ln(W_1)*ln(W_2) + ln(W_1)*ln(W_3) = 0$;
 - (4) $ln(W_1)*ln(W_2) + ln(W_2)*ln(W_2) + ln(W_2)*ln(W_3) = 0$;
 - (5) $ln(W_1)*ln(W_3) + ln(W_2)*ln(W_3) + ln(W_3)*ln(W_3) = 0$.
- *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tavola A.3. Impatto quadratico della concorrenza sulla rischiosità nel sistema bancario italiano. Crisi: dal 2008.

| Variabile dipendente Specificazione Stimatore VARIABILI | <i>ln(Zs)</i> | | | | | |
|--|-----------------|------------|------------|--------------------|------------|------------|
| | <i>Semplice</i> | | | <i>Interattivo</i> | | |
| | <i>OLS</i> | <i>FE</i> | <i>RE</i> | <i>OLS</i> | <i>FE</i> | <i>RE</i> |
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| Concorrenza | | | | | | |
| <i>LERNER</i> | 1.7439*** | 0.1607 | 1.1195* | 2.1599** | 0.9314 | 1.3489* |
| <i>LERNER</i> ² | -0.4373 | 1.2845 | 0.0997 | -1.5010 | -0.2071 | -0.7663 |
| <i>CRISI</i> | -0.4278*** | -0.4446*** | -0.4476*** | -0.4456* | -0.3401 | -0.5079** |
| <i>CRISI*LERNER</i> | | | | -0.6588 | -1.2740 | -0.4632 |
| <i>CRISI*LERNER</i> ² | | | | 1.5243 | 2.2594** | 1.3132 |
| Controlli | | | | | | |
| <i>RACCOLTA</i> | -0.1949* | 0.0227 | -0.0878 | -0.1996* | 0.0646 | -0.0876 |
| <i>PRESTITI</i> | -0.2720*** | 0.1836 | -0.3837*** | -0.2569*** | 0.2609 | -0.3508*** |
| <i>NOINT</i> | 0.4101** | -1.0748*** | -0.1199 | 0.4288*** | -1.0139*** | -0.0878 |
| <i>ln_TA</i> | -0.0075 | -0.2628** | -0.0086 | -0.0070 | -0.2800** | -0.0095 |
| <i>SOFF</i> | -0.3715*** | -0.2646*** | -0.3868*** | -0.3729*** | -0.2680*** | -0.3908*** |
| <i>CRESCITA</i> | 0.0005*** | -0.0001 | 0.0004*** | 0.0005*** | -0.0001 | 0.0005*** |
| <i>TIERI</i> | -0.0001 | -0.0000*** | -0.0001 | -0.0001 | -0.0000*** | -0.0001 |
| Costante | -2.9998*** | 0.7063 | -2.6119*** | -2.9893*** | 0.8232 | -2.5567*** |
| Effetti di banca | | Yes | Yes | | Yes | Yes |
| Osservazioni | 2335 | 2335 | 2335 | 2335 | 2335 | 2335 |
| R ² | 0.212 | 0.311 | 0.198 | 0.215 | 0.319 | 0.201 |
| Numero di banche | | 677 | 677 | | 677 | 677 |
| F-Test | 57.54 | 259.3 | 720.1 | 52.69 | 234.4 | 796.1 |
| Prob F-Test>F | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| BPLM | | | 303.1 | | | 305.9 |
| Prob BPLM> χ^2 | | | 0 | | | 0 |

NOTE: Stime OLS, RE e FE dell'impatto dell'indice di Lerner (concorrenza) sullo Z-score di Altman (rischiosità) nel sistema bancario italiano dal 2006 al 2010 usando errori standard robusti. Variabile dipendente: *ln(Zs)*. Variabili di interesse: *LERNER*. Per la definizione delle variabili vedere Tavola 1. La dummy *CRISI* è uguale a 1 dal 2008 in poi e 0 altrimenti. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.10

Table A.4. Impatto quadratico della concorrenza sulla rischiosità nel sistema bancario italiano. Crisi: dal 2009.

| Variabile dipendente Specificazione Stimatore VARIABILI | <i>ln(Zs)</i> | | | | | |
|--|-------------------|------------------|------------------|--------------------|------------------|------------------|
| | <i>Semplice</i> | | | <i>Interattivo</i> | | |
| | <i>OLS</i> (1) | <i>FE</i> (2) | <i>RE</i> (3) | <i>OLS</i> (4) | <i>FE</i> (5) | <i>RE</i> (6) |
| Concorrenza | | | | | | |
| <i>LERNER</i> | 1.0687* | -0.3045 | 0.2078 | 0.8366 | -0.6219 | -0.0001 |
| <i>LERNER</i> ² | -0.0450 | 0.3565 | 0.3142 | -0.1312 | 0.3714 | 0.2272 |
| <i>CRISI</i> | -0.3943*** | -0.4597*** | -0.4383*** | -0.5415** | -0.5521** | -0.5418** |
| <i>CRISI*LERNER</i> | | | | 0.0775 | -0.1351 | -0.0603 |
| <i>CRISI*LERNER</i> ² | | | | 0.5731 | 0.7608 | 0.6469 |
| Controlli | | | | | | |
| <i>RACCOLTA</i> | -0.2039* | -0.1702 | -0.1053 | -0.2192* | -0.1259 | -0.1133 |
| <i>PRESTITI</i> | -0.2458** | 0.1511 | -0.3587*** | -0.2237** | 0.2070 | -0.3249*** |
| <i>NOINT</i> | 0.4579*** | -0.8590*** | -0.0298 | 0.4807*** | -0.7921*** | 0.0033 |
| <i>ln_TA</i> | 0.0022 | -0.1564 | 0.0158 | 0.0022 | -0.1676* | 0.0151 |
| <i>SOFF</i> | -0.3504*** | -0.1754** | -0.3299*** | -0.3541*** | -0.1862** | -0.3349*** |
| <i>CRESCITA</i> | 0.0002** | -0.0003 | 0.0002* | 0.0002** | -0.0003 | 0.0002** |
| <i>TIERI</i> | -0.0001 | -0.0000*** | -0.0001 | -0.0001 | -0.0000*** | -0.0001 |
| Costante | -3.0761*** | -0.4566 | -2.7596*** | -2.9720*** | -0.2262 | -2.6670*** |
| Effetti di banca | | Yes | Yes | | Yes | Yes |
| Osservazioni | 2335 | 2335 | 2335 | 2335 | 2335 | 2335 |
| R ² | 0.214 | 0.327 | 0.199 | 0.217 | 0.331 | 0.201 |
| Numero di banche | | 677 | 677 | | 677 | 677 |
| F-Test | 51.66 | 200.5 | 712.2 | 44.60 | 173.5 | 729.9 |
| Prob F-Test>F | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| BPLM | | | 324.5 | | | 322.8 |
| Prob BPLM> χ^2 | | | 0 | | | 0 |

NOTES: Stime OLS, RE e FE dell'impatto dell'indice di Lerner (concorrenza) sullo Z-score di Altman (rischiosità) nel sistema bancario italiano dal 2006 al 2010 usando errori standard robusti. Variabile dipendente: *ln(Zs)*. Variabili di interesse: *LERNER*. Per la definizione delle variabili vedere Tavola 1. La dummy *CRISI* è uguale a 1 dal 2009 in poi e 0 altrimenti. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.10

Tavola A.5. Risultati del test di Hausman: FE vs RE

| Modello | <i>Lineare</i> | | | | <i>Quadratico</i> | | | |
|-------------------|-----------------------|--------------------|-----------------------|--------------------|-------------------------|--------------------|-------------------------|--------------------|
| | <i>2008 (Table 3)</i> | | <i>2009 (Table 4)</i> | | <i>2008 (Table A.3)</i> | | <i>2009 (Table A.4)</i> | |
| Colonne | <i>2 vs 3</i> | <i>5 vs 6</i> | <i>2 vs 3</i> | <i>5 vs 6</i> | <i>2 vs 3</i> | <i>5 vs 6</i> | <i>2 vs 3</i> | <i>5 vs 6</i> |
| Specificazione | <i>Semplice</i> | <i>Interattiva</i> | <i>Semplice</i> | <i>Interattiva</i> | <i>Semplice</i> | <i>Interattiva</i> | <i>Semplice</i> | <i>Interattiva</i> |
| H1 | -25.15 | -25.56 | -63 | 12.41 | -30.24 | -11.25 | 15.73 | 56.65 |
| Prob H1 $>\chi^2$ | 0.0028 | 0.0044 | 0 | 0.259 | 0.0008 | 0.338 | 0.108 | 0 |
| H2 | 103.7 | 173.5 | -26.93 | -2.56 | 154.2 | -771.5 | 37.36 | 57.06 |
| Prob H2 $>\chi^2$ | 0 | 0 | 0.0007 | 0.979 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| H3 | 1899 | -157.2 | 53.5 | -12.11 | -302.4 | -101.9 | 65.98 | 30.24 |
| Prob H3 $>\chi^2$ | 0 | 0 | 0 | 0.278 | 0 | 0 | 0 | 0.0008 |
| H4 | 1987 | -164.6 | 56.07 | -12.69 | -316.6 | -106.9 | 69.13 | 31.67 |
| Prob H4 $>\chi^2$ | 0 | 0 | 0 | 0.242 | 0 | 0 | 0 | 0.0005 |
| H5 | 90.55 | 95.32 | 100.6 | 104.5 | 92.41 | 103.3 | 100.8 | 107.6 |
| Prob H5 $>\chi^2$ | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |

NOTE: Tutti i test di Hausman sono calcolati forzando i risultati poiché le assunzioni asintotiche non sono mai rispettate. H1 esclude la costante; H2 include la costante; H3 usa la matrice varianza-covarianza basata sulla stima RE; H4 usa la matrice varianza-covarianza basata sulla stima FE; H5 è un test di sovraidentificazione delle restrizioni sulle condizioni di ortogonalità aggiuntive dei RE.