

**L'IMPATTO DELLE SANZIONI SULLA PROBABILITÀ DI DEFAULT:
IL CASO DELLE BANCHE ITALIANE**

**THE EFFECT OF ADMINISTRATIVE SANCTIONS ON THE PROBABILITY OF
DEFAULT OF BANKS:
EVIDENCE FROM ITALIAN BANKS**

Stefano Marzioni

Università N. Cusano e Luiss Guido Carli
N. Cusano University and Luiss Guido Carli
smarzioni@luiss.it

Pina Murè

Università La Sapienza
La Sapienza University of Rome
pina.mure@uniroma1.it

Marco Spallone

CASMEF (Centro Arcelli per gli Studi Monetari e Finanziari) – Luiss Guido Carli
CASMEF (Arcelli Center for Monetary and Financial Studies) - Luiss Guido Carli
mspallone@luiss.it

L'IMPATTO DELLE SANZIONI SULLA PROBABILITÀ DI DEFAULT:
IL CASO DELLE BANCHE ITALIANE

Abstract

In questo articolo cerchiamo di identificare gli effetti delle sanzioni sul rischio di insolvenza impiegando uno stimatore di tipo diff-in-diff. L'analisi si basa su dati raccolti in una banca dati proprietaria (OASI e CASMEF Luiss Guido Carli), mediante la quale è stato possibile confrontare simultaneamente le azioni di contrasto del regolatore e le prestazioni delle banche. I risultati dell'analisi empirica suggeriscono l'esistenza sia di un attrition bias sia di un randomization bias. Una volta filtrato l'effetto indiretto che gli indicatori selezionati esercitano sulla redditività attraverso la probabilità di insolvenza, concludiamo che l'attività sanzionatoria non ha alcun impatto diretto significativo sulla probabilità di default.

PAROLE CHIAVE: Sanzioni, Vigilanza Bancaria, Rischio di Fallimento delle Banche

Abstract

In this article we try to identify the effects of sanctions on the probability of default by using a diff-in-diff estimator.. The analysis is based on data collected in a proprietary dataset (owned by OASI and CASMEF Luiss Guido Carli) through which it was possible to simultaneously compare the enforcement actions of the regulator and the performance of the banks. The results of the empirical analysis suggest the existence of both an attrition bias and a randomization bias. Once the indirect effect that the selected indicators exert on profitability through the probability of insolvency has been filtered, we conclude that the sanctioning activity has no significant direct impact on the probability of default.

KEYWORDS: Enforcement Actions; Bank Supervision; Bank Default Risk;

1. Introduzione

Il tema della stabilità finanziaria è stato spesso alla base delle principali innovazioni della regolamentazione sugli intermediari, diventando il tema predominante nel periodo successivo alla crisi finanziaria globale degli anni 2007-2009. Da allora, le autorità nazionali e sovranazionali hanno introdotto riforme su larga scala finalizzate alla riduzione della probabilità e dell'impatto di una sofferenza finanziaria generalizzata a livello sistemico (ad esempio l'introduzione dell'Unione Bancaria in Europa, l'ammodernamento degli accordi di Basilea III, ecc.).

La sfida principale per le autorità di regolamentazione finanziaria sta nella ricerca dell'adeguato compromesso tra stabilità finanziaria sistemica e solidità dei singoli intermediari. Proprio con l'obiettivo di salvaguardare la stabilità del sistema finanziario, il quadro di vigilanza è stato attuato e continuamente modificato lungo molteplici dimensioni, tra cui azioni amministrative e sanzioni, nonché strumenti di gestione delle crisi (ad esempio, il *bail-in*). Con

L'IMPATTO DELLE SANZIONI SULLA PROBABILITÀ DI DEFAULT:
IL CASO DELLE BANCHE ITALIANE

questi strumenti, le autorità di vigilanza mirano a punire e correggere le carenze gestionali, contribuendo così ad un sistema bancario più sicuro e stabile.

Tuttavia, l'impegno delle autorità di regolamentazione per raggiungere gli obiettivi di stabilità finanziaria è stato recentemente accusato di risultati controproducenti, come quello di favorire i fenomeni di *moral hazard* e di alimentare nuovi rischi. Inoltre, le azioni preventive sono state messe sotto esame perché responsabili di mettere in pericolo le *performance* e la reputazione delle banche stesse, contribuendo indirettamente al verificarsi di gravi difficoltà o insuccessi bancari. Addirittura, nella misura in cui il comportamento punito costituisca un fenomeno rilevante a livello di settore, le azioni di esecuzione sono state accusate di rappresentare una minaccia per la stabilità finanziaria complessiva (Skinner, 2016).

Questo articolo vuole alimentare il dibattito sul *trade-off* che emerge nella definizione del quadro regolatorio ottimale tra la stabilità del sistema finanziario e la solidità delle banche. In particolare, il presente contributo analizza gli effetti delle sanzioni sulla probabilità di fallimento delle banche italiane. A tal fine, sono stati esaminati i dati raccolti in una banca dati proprietaria (del CASMEF Luiss Guido Carli), mediante i quali è stato possibile confrontare simultaneamente le azioni di contrasto del regolatore e le *performance* delle banche, sanzionate e non.

La banca dati comprende le sanzioni monetarie imposte dalle principali autorità di vigilanza italiane e i dati di bilancio delle banche italiane, dal 2008 al 2015,¹ sanzionate e non sanzionate, attive e fallite: in particolare, abbiamo classificato come sanzionata ciascuna banca che sia incorsa in una sanzione almeno una volta nel corso del decennio considerato; come in Calabrese e Giudici (2015), abbiamo considerato fallite le banche inattive, sciolte o fuse entro la fine del 2015.

Il campione selezionato è composto da 157 banche, tra cui 133 sono attive per l'intero periodo, con una probabilità di insolvenza media annua inferiore al 3%. Le banche sanzionate sono circa il 13% del totale, ma sono più del 20% delle banche fallite. Tuttavia, la complessità e l'ampiezza del campione hanno comportato seri problemi di identificazione che siamo stati costretti ad affrontare con strumenti sofisticati.

Infatti, solo dopo aver affrontato e risolto i suddetti problemi di identificazione, siamo in grado di concludere che l'attività sanzionatoria non ha avuto alcun impatto diretto significativo sulla probabilità di default delle banche italiane.

Questo contributo si articola in 4 sezioni, oltre alla presente introduzione. La seconda riassume la letteratura; la terza descrive l'analisi econometrica; la quarta presenta i risultati e la quinta conclude.

2. Letteratura

¹ L'intervallo temporale è stato scelto tenendo conto del fatto che a partire dal 2015, la vigilanza sulle banche di rilevanza sistemica è diventata responsabilità della BCE.

L'IMPATTO DELLE SANZIONI SULLA PROBABILITÀ DI DEFAULT:
IL CASO DELLE BANCHE ITALIANE

Nel periodo successivo alla recente crisi finanziaria una significativa parte della letteratura ha analizzato il ruolo della regolamentazione macroprudenziale e microprudenziale nell'influenzare l'assunzione di rischi e la probabilità di insolvenza delle banche, sebbene questa relazione sia risultata spesso solo debolmente significativa (si vedano tra gli altri Gonzalez (2005), Demirguc-Kunt, et al. (2008), Demirguc-Kunt e Detragiache (2011)). D'altro canto, Klomp e de Haan, (2012) rilevano come diverse misure di rigidità della regolamentazione bancaria (controllo di supervisione, requisiti di capitale, barriere all'entrata nel settore, etc.) influiscano significativamente e in diversa misura sul rischio individuale della banca, laddove le banche più rischiose risultano essere quelle più influenzate. Hoque, et al. (2015) producono ulteriore evidenza di un impatto considerevole di una serie di misure di regolamentazione sia sul default individuale delle banche sia sul rischio sistemico.

Rimanendo sugli stessi temi, alcune ricerche hanno studiato la correlazione tra le informazioni fornite al pubblico dopo le ispezioni *in loco* e il rischio di fallimento delle banche. Ad esempio, Cole e Gunther (1998) e Chiamonte, et al. (2015) confrontano l'accuratezza dei *downgrade* degli indicatori CAMELS² nel prevedere il fallimento della banca dopo le ispezioni *in loco* con il monitoraggio *off-site* basato su modelli di preallarme (cioè modelli *probit* basati, rispettivamente, su indici finanziari chiave o sul punteggio z-score di Altman). Questi mostrano che la capacità dei rating di discriminare tra il fallimento e la sopravvivenza supera quello dei modelli di allerta precoce, ma anche che tale capacità dipende da altri fattori come il tempo passato dall'ultima rilevazione o dalle dimensioni della banca.

In particolare, Delis e Staikouras (2011) valutano che le informazioni sulle sanzioni e gli esami *in loco* forniscono migliori informazioni sulla mitigazione del rischio rispetto alla definizione di quadri normativi in materia di capitale e trasparenza. Essi rilevano che tali regolamenti esercitano un effetto disciplinare sul rischio bancario solo se combinati con un'efficace vigilanza bancaria, perché la credibilità di una minaccia di sanzioni è la forza sottostante alla maggior parte degli interventi normativi. Secondo Caiazza, et al. (2017), gli effetti disciplinari di vigilanza si diffondono a tutte le banche del sistema a causa di ricadute verso intermediari con profili di rischio simili a quelli puniti.

Altri contributi identificano fattori differenti in grado di influenzare contemporaneamente sia la performance bancaria (cioè la redditività) sia il rischio di insolvenza, come ad esempio la concorrenza bancaria, come in Schaeck e Cihak (2014), i costi di finanziamento (Demirguc-Kunt e Huizinga (2010) e Aymanns, et al. (2016)), i costi del capitale (Berger e Bouwman (2013)), reddito non dovuto a interessi (Demirguc-Kunt e Huizinga, (2010) e DeYoung e Torna (2013)) e diritti di controllo in eccesso degli azionisti (Saghide – Zedek e Tarazi (2015)).

Più recentemente, Giordana e Schumacher (2017) mostrano che la regolamentazione di Basilea III induce una diminuzione delle probabilità di insolvenza delle banche perché spinge le banche ad aumentare il loro capitale attraverso una ridotta distribuzione degli utili; la maggiore solidità

² L'acronimo "CAMELS" riassume le principali aree oggetto di monitoraggio: adeguatezza del capitale (C); qualità delle attività (A); competenza del management (M); qualità e livello degli introiti (E); adeguatezza della liquidità (L); sensibilità al rischio di mercato (S).

L'IMPATTO DELLE SANZIONI SULLA PROBABILITÀ DI DEFAULT:
IL CASO DELLE BANCHE ITALIANE

patrimoniale (*net stable funding ratio*) e il migliore rapporto tra capitale e attività aumentano sia la capitalizzazione che la redditività. tuttavia, Berger, et al. (2016) sostengono che esiste un conflitto tra mitigazione del rischio e creazione di liquidità per le autorità di regolamentazione, perché il minor rischio bancario si ottiene spesso riducendo l'offerta di credito.

Su questo punto, alcuni studi esaminano l'effetto diretto delle sanzioni e dimostrano che la contrazione nella creazione di liquidità bancaria dipende da alcune misure del rischio bancario, come i coefficienti di leva finanziaria in Peek e Rosengren (1995) o il verificarsi di azioni di esecuzione più difficili (cioè ordini di cessare e desistere, accordi formali, azioni correttive tempestive, ecc.) in Danisewicz, et al. (2016). Inoltre, Curry, et al. (1999) forniscono evidenza del fatto che, per sopravvivere, le banche in difficoltà iniziano a cambiare le politiche operative qualche tempo prima dell'ispezione, mostrando altresì che gli effetti sul comportamento (e sulle *performance*) delle banche diventano più pronunciati dopo l'emissione formale della sanzione. Guerello, et al. (2017) mostrano che sia il calo della creazione di liquidità sia il calo dei rendimenti (sulle attività) sono più pronunciati per le banche ripetutamente sanzionate (cioè le banche che non modificano le loro strategie a seguito di una sanzione al fine di evitare ulteriori insorgere di sanzioni), risultando quindi generalmente più rischiose.

3. Analisi econometrica

In questo articolo viene testata la significatività delle sanzioni nell'influenzare direttamente la probabilità di default. L'analisi econometrica è condotta su un campione di 157 banche italiane³ osservate nel periodo 2008-2015, escludendo le BCC.

Sfruttando il potenziale informativo della banca dati, che non si limita solo alle banche sanzionate, confrontiamo le banche sanzionate con quelle che non sono mai state oggetto di sanzione. Queste ultime costituiscono, quindi, un gruppo di controllo nell'ambito di uno stimatore di tipo *difference-in-difference*.

In generale, l'effetto di una sanzione, intesa come trattamento a un sottoinsieme delle banche nel campione, è misurato come differenza tra i *break* nei *trend* dopo la somministrazione della sanzione stessa tra il gruppo di controllo e le banche oggetto di sanzione. Questo metodo si basa sul presupposto che, in assenza di sanzioni, le tendenze delle variabili dipendenti (*trend*) sarebbero state le stesse tra i due gruppi. Tuttavia, la letteratura precedentemente citata evidenzia la possibile endogeneità del trattamento (cosiddetto *randomization bias*) in quanto le azioni di esecuzione potrebbero esse stesse essere determinate dall'andamento delle variabili dipendenti. L'esistenza di tale endogeneità è supportata dalla Tabella 1, che riporta come la frequenza dei default sia diversa tra il gruppo delle banche sanzionate e quello delle non sanzionate.

³ Ci concentriamo sul sistema bancario italiano perché gli effetti delle politiche macroprudenziali nei confronti delle banche sull'economia reale sono amplificati in quanto le imprese italiane dipendono fortemente dal settore bancario. D'altra parte, il sistema bancario è caratterizzato da un gran numero di banche piccole e non quotate, costituendo quindi una sfida per le autorità di vigilanza.

L'IMPATTO DELLE SANZIONI SULLA PROBABILITÀ DI DEFAULT:
IL CASO DELLE BANCHE ITALIANE

	Sanzionate			Non sanzionate		
	Media	Min	Max	Media	Min	Max
RORWA	0.01%	-5.04%	5.29%	0.81%	-3.92%	13.10%
Frequenza dei default	2.64%	0.00%	7.02%	2.94%	0.00%	9.68%

Tabella 1. Distribuzione di redditività (RORWA) e frequenza di default tra banche sanzionate e non sanzionate.

La letteratura precedente ha gestito il *randomization bias* mediante l'uso di variabili strumentali; nel presente articolo ci basiamo invece sull'ipotesi di indipendenza condizionale. In quanto forma più debole dell'ipotesi di campionamento completamente casuale, questa ipotesi richiede che, controllando la variazione del risultato indotta dalla dinamica eterogenea di un insieme fisso di regressori, la somministrazione della sanzione non dipenda da tali risultati. In assenza di distorsioni dovute a variabili omesse, una volta che tali variabili di controllo siano incluse nella regressione, l'applicazione della sanzione non influenza la distribuzione condizionale dei potenziali risultati.

Come proposto in Banerjee & Mio (2017), che adottano questa strategia per quantificare l'effetto della regolamentazione sulla liquidità, possiamo identificare l'effetto delle sanzioni includendo una serie di variabili che determinano la sanzione, le quali, allo stesso tempo, eliminano la distorsione nel confronto tra banche sanzionate e non. In questo caso, l'ipotesi di indipendenza condizionata si traduce nell'ipotesi che, in assenza di sanzioni, le banche sanzionate avrebbero seguito la stessa tendenza delle banche non sanzionate. Pertanto, subordinatamente alla dinamica di tali controlli, possiamo prevedere la tendenza ipotetica per le banche sanzionate in assenza di sanzioni correggendo gli effetti dell'endogeneità.

Seguendo la procedura di identificazione proposta in Guerello et al. (2017), le variabili di controllo vengono selezionate esaminando sia le caratteristiche degli intermediari sia i pilastri dell'attuale (e prospettica) regolamentazione bancaria (cioè Basilea II e Basilea III). Per quanto riguarda il primo criterio, scegliamo la crescita dei prestiti lordi e il margine di intermediazione, mentre, per quanto riguarda i pilastri della regolamentazione, selezioniamo il *Net Stable Funding Ratio* (NSFR) insieme al rendimento delle attività ponderate per il rischio (RORWA), escludendo invece sia il *Tier1 ratio* che il *leverage ratio*.

A causa dell'endogeneità del fallimento, le banche in difficoltà sono in genere escluse dall'analisi nella maggior parte dei contributi accademici, nonostante siano le più informative sull'efficacia della vigilanza. A differenza della letteratura precedente, quindi, abbiamo deciso di includere nel campione analizzato le banche in difficoltà e abbiamo considerato l'abbandono (*drop-out*) endogeno al fine di indagare l'effetto delle azioni di esecuzione sia sulla probabilità di default che sulla performance delle banche. In particolare, abbiamo impiegato un modello di selezione *à la* Heckman in due fasi (2SLS), seguendo l'approccio discusso in Semykina e Wooldridge (2010) per i dati del panel.

L'IMPATTO DELLE SANZIONI SULLA PROBABILITÀ DI DEFAULT:
IL CASO DELLE BANCHE ITALIANE

	Attive			Insolventi		
	Media	Min	Max	Media	Min	Max
RORWA	0.55%	-5.04%	13.10%	-0.10%	-3.06%	2.15%
Frequenza dei default	4.70%	3.01%	12.80%	10.80%	0.00%	50.00%

Tabella 2. Distribuzione di redditività (RORWA) e frequenza di default tra banche attive e insolventi.

Gli stimatori *diff-in-diff* o IV descritti nella sezione precedente non sono del tutto appropriati se l'uscita dal campione non è strettamente esogena, condizionatamente all'*unobserved effect* (*random-effect* o *fixed-effect*). Al fine di correggere tale *attrition bias*, consideriamo un numero limitato di regressori in modo tale che costituiscano un modello di probabilità per il *drop-out*, in aggiunta a un modello tradizionale di tipo *random-effect*.

Il modello di *drop-out* di Housman e Wise (1979) e Diggle e Kenward (1994) si basa sull'assunto che se una banca è ancora nel campione al momento t , la sequenza di risultati associata alla stessa banca segue la stessa distribuzione di probabilità congiunta della serie latente alla base dei risultati di tutte le unità, che ovviamente non è osservabile in caso di abbandono. Di conseguenza, in tale modello la probabilità condizionale di abbandono (*drop-out*) può dipendere anche dai valori passati del processo stocastico latente fino al momento del default, secondo un modello che assumiamo essere logistico lineare. Nel nostro caso, consideriamo un *drop-out* completamente informativo secondo la definizione di Diggle e Kenward (1994), che presuppone una dipendenza diretta dal valore contemporaneo del processo latente.

Questo modello ha la seguente forma:

$$Y_{i,t}^* = \begin{cases} Y_{i,t} & \text{if } d_{i,t} = 0 \\ \text{missing} & \text{if } d_{i,t} = 1 \end{cases}$$

$$Y_{i,t} = \beta X_{i,t} + \alpha_i + \varepsilon_{it}$$

$$\Lambda(\text{Pr}(d_{i,t} = 1)) = \gamma_0 + \gamma_1 Y_{i,t}^* + \varsigma_i + \nu_{i,t}$$

dove $Y_{i,t}^*$ rappresenta la matrice delle variabili che determinano il processo latente che incide sul risultato, Y è il dato osservato e $d_{i,t}$ indica se e quando l'unità osservata esce dal panel.

In questa analisi consideriamo anche un approccio diverso rispetto al modello originale di *drop-out* al fine di tenere conto dell'effetto diretto della sanzione sull'evento del default. Infatti, l'inclusione della *dummy* per l'evento sanzionatorio anche nel modello sulla probabilità di default (*selection model*) compromette la corretta identificazione degli effetti causali delle sanzioni sul rischio di default in quanto questa variabile è fortemente correlata con $Y_{i,t}^*$ (osservata o latente). Per questa ragione seguiamo l'approccio di Semykina e Wooldridge (2010) i quali propongono una correzione parametrica basata sul condizionamento della probabilità di insolvenza su un numero limitato di variabili osservabili per tutte le banche, non

L'IMPATTO DELLE SANZIONI SULLA PROBABILITÀ DI DEFAULT:
IL CASO DELLE BANCHE ITALIANE

correlate con shock idiosincratico e correlate invece con l'eterogeneità non osservabile. Tale correzione è applicata a un modello di selezione *random-coefficient* à la Heckman 2SLS basato su un modello lineare logistico per il processo di *drop-out* specificato come segue:

$$(5) \quad \Lambda(Pr(d_{i,t} = 1)) = \gamma_0 + \gamma_1 Z_{i,t} + \gamma_2 X_{i,t} + \zeta_i + v_{i,t}$$

$$(6) \quad Y_{i,t} = \begin{cases} \beta X_{i,t} + \lambda \zeta_i + \varepsilon_{it} & \text{if } d_{i,t} = 0 \\ \text{missing} & \text{if } d_{i,t} = 1 \end{cases}$$

dove $Y_{i,t}$ è il valore osservato del risultato e $d_{i,t}$ indica se e quando una banca esce dal panel.

In particolare, selezioniamo come strumenti un limitato numero di variabili che siano esplicative della probabilità di fallimento, non siano correlate con le variabili di risultato (Y) e con le innovazioni idiosincriche nel suo processo e che siano osservabili anche quando la RORWA non lo è, a causa dell'avvenuto default. Gli strumenti utilizzati per stimare la probabilità di insolvenza sono quindi la quota di banche quotate (% di banche attive nell'anno), la quota di sanzioni inflitte da CONSOB (% del numero totale di sanzioni) e l'indice Herfindahl-Hirschman per la concentrazione del sistema bancario (seguendo Rhoades (1993)). Tali variabili, oltre ad essere sempre osservabili a causa della natura aggregata, dovrebbero infatti influenzare in modo significativo la probabilità di insolvenza, ma non gli indici di redditività o altre misure di *performance*.

Il primo stadio della stima consente di valutare l'appropriatezza degli strumenti selezionati. In primo luogo, anche se le banche quotate di solito raggiungono una maggiore redditività, una maggiore attitudine alla quotazione nel settore bancario non influisce sull'andamento della banca considerata individualmente, a parte un eventuale debole effetto attraverso un rafforzamento della concorrenza. Inoltre, le banche quotate sono in genere associate a un monitoraggio più proattivo da parte delle autorità di vigilanza e degli operatori di mercato. Infatti, come evidenziato da Falato e Scharfstein (2016) le banche aumentano in media l'assunzione di rischi quando passano a una proprietà diffusa, rendendole cruciali per la stabilità complessiva dei mercati finanziari. Le minacce più elevate che rappresentano per il sistema finanziario a causa del rischio sistemico e della proprietà diffusa possono guidare politiche "troppo importanti per fallire" da parte delle autorità di regolamentazione volte alla protezione degli investitori. Per tali motivi, al crescere della quota di banche quotate, il sistema tende a diventare più sicuro, come sottolineato dalla correlazione negativa stimata con la probabilità di insolvenza.

In secondo luogo, CONSOB tende a infliggere più sanzioni durante i periodi di difficoltà finanziaria a livello aggregato, e questo vale in particolare per il periodo campione in esame, che copre la crisi finanziaria e la crisi del debito sovrano. Di conseguenza, ci aspettiamo che una maggiore intensità di vigilanza da parte di questa autorità sia associata a maggiori difficoltà finanziarie. Tuttavia, troviamo una bassa significatività del coefficiente associato alla quota di

L'IMPATTO DELLE SANZIONI SULLA PROBABILITÀ DI DEFAULT:
IL CASO DELLE BANCHE ITALIANE

sanzioni imposte da CONSOB nell'equazione di selezione una volta che abbiamo controllato per l'impatto delle sanzioni e delle loro determinanti.

In terzo luogo, anche se la relazione tra l'aumento della concentrazione e il miglioramento della solidità del settore bancario è ancora molto dibattuta, è ampiamente riconosciuto che sistemi più concentrati possono richiedere interventi sulla base dell'idea che un istituto sia troppo grande o troppo importante per fallire. Infatti, le autorità di regolamentazione hanno un limitato margine nella scelta tra intervenire o meno in caso di banche grandi e di rilevanza sistemica (si veda Farhi e Tirole (2012)). Al contrario, i mercati dominati da un gran numero di piccoli intermediari, come il segmento cooperativo italiano (BCC), sono tipicamente caratterizzati da una maggiore frequenza di inadempienze, come riportato in Fiordelisi e Mare (2013). Di conseguenza, l'impatto stimato dell'indice Herfindahl-Hirschman sulla probabilità di insolvenza è negativo e significativo.

4. Risultati

Nella Tabella 3 confrontiamo i risultati di stima delle diverse strategie di identificazione per superare sia l'*attrition bias* dovuto all'endogenità dell'uscita dal campione rispetto alla sanzione, sia il *randomization bias* dovuto all'endogeneità della sanzione rispetto a un indice di redditività quale il rendimento sull'attivo ponderato per il rischio (RORWA). In particolare, valutiamo la significatività dell'*attrition bias* che dipende dalla correlazione tra redditività delle banche e la probabilità di insolvenza attraverso la stima del coefficiente per i regressori comuni che influenzano sia la probabilità di insolvenza che le prestazioni bancarie. Infatti, l'osservabilità della variabile RORWA dipende dagli stessi fattori che influenzano le prestazioni stesse.

L'ipotesi dell'esistenza di un *randomization bias* nel modello per il rischio di default delle banche è supportata mediante la regressione della variabile che indica il default su una *dummy* che assume valore unitario dopo la prima sanzione e zero altrimenti.

Nella Tabella 3 le colonne (1) e (2) riportano l'effetto della sanzione, nella prima facendo ricorso alla sola *dummy* relativa alla sanzione e nella seconda includendo alcuni fattori che determinano la probabilità di incorrere in azioni esecutive. Come discusso sopra, controllare per tali variabili osservabili consente di stimare il modello sotto l'ipotesi di indipendenza condizionata della sanzione.

È possibile osservare che le due stime riportate per l'effetto della sanzione sulla probabilità di default sono molto diverse: in assenza delle variabili di controllo (colonna 1), il coefficiente è positivo e relativamente grande, sebbene non statisticamente significativo. In presenza delle variabili di controllo (colonna 2), invece, l'ordine di grandezza del coefficiente è minore, ancorché non statisticamente significativo e di segno opposto. Ciò implica che l'effetto delle sanzioni sulla redditività è distorto verso l'alto per l'endogeneità dell'attività sanzionatoria.

Ciò è interpretabile con la significativa rilevanza del *randomization bias* quando si stima l'impatto della sanzione sul rischio di insolvenza delle banche.

L'IMPATTO DELLE SANZIONI SULLA PROBABILITÀ DI DEFAULT:
IL CASO DELLE BANCHE ITALIANE

L'ipotesi sulla presenza di endogeneità è ulteriormente supportata dal fatto che il coefficiente ritardato della redditività appare statisticamente significativo. Ciò implica che sia la probabilità di insolvenza sia la redditività (in quanto il processo latente che determina la redditività è stimato congiuntamente con la probabilità di default) dipendano dai valori passati della redditività.

Per quanto concerne l'*attrition bias* nel nostro campione, questo può essere valutato esaminando il *loading factor* per i regressori comuni che influenzano sia la probabilità di insolvenza che le prestazioni bancarie. La colonna 3 riporta le stime per il modello di *drop-out* di Housman e Wise (1979) e di Diggle e Kenward (1994). In base alla classificazione in Diggle e Kenward (1994), possiamo interpretare il default della banca come un processo di abbandono altamente informativo in quanto dipendente sia dai valori storici per la redditività sia dai valori di variabili non osservabili. Questa evidenza è riassunta dal coefficiente delle variabili latenti per RORWA (γ_1 nella colonna (4))⁴, che è infatti molto significativo e negativo. Tali caratteristiche del coefficiente stimato suggeriscono la presenza di un'interdipendenza negativa tra prestazioni e rischio di default. Infatti, i valori molto bassi della redditività non sono in genere osservabili perché la distribuzione di tale variabile viene troncata a sinistra a causa del verificarsi del default.

Randomization bias:		Baseline	Diff-in-Diff with selection on observables			
Attrition bias:		Baseline	Baseline	Drop-out model	Drop-out model	2SLS IV estimator
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Selection Model	$Pr(d = 1) = \gamma_1 Y_{i,t}^* + \gamma_1 Z_{i,t-1} + \gamma_2 X_{i,t-2} + \delta I_{i,t-1} + \epsilon_{2,i,t}$ with $\epsilon_{2,i,t} \sim \Lambda(\mathbf{0}, \sigma_2^2)$					
$\delta I_{i,t-1}$	L1. Sanction (d)	52.51 (43.52)	-1.651 (20.28)	No	Yes	-0.618 (1.196)
	L2. Growth of Gross Loans (%)	No	-0.175 (0.529)	No	Yes	-0.004 (0.009)
	L2. Margin Interim. Ratio (%)	No	0.043** (0.022)	No	Yes	-0.001*** (0.000)
$\gamma_2 X_{i,t-2}$	L2. NSF Ratio	No	-1.809*** (0.532)	No	Yes	0.000 (0.002)
	L2. RORWA (%)	No	-10.53* (6.156)	No	Yes	-0.634** (0.300)
	L1. Listed (Sh.)	No	No	No	No	-3.218** (1.399)
$\gamma_1 Z_{i,t-1}$	L1. CONSOB (Sh.)	No	No	No	No	-0.003 (0.038)
	L1. Concentration Index	No	No	No	No	-3.818** (1.680)
$\gamma_1 Y_{i,t}^*$	RORWA	No	No	-2.056*** (0.071)	-2.093*** (0.060)	No

Tabella 3. Risultati di stima.

⁴ Nella colonna (4) i coefficienti stimati del processo latente per la redditività non sono riportati in quanto non statisticamente significativi.

L'IMPATTO DELLE SANZIONI SULLA PROBABILITÀ DI DEFAULT:
IL CASO DELLE BANCHE ITALIANE

La stima del modello ottenuta controllando per l'alta correlazione tra i fattori latenti e i regressori del modello per la redditività è riportata nella colonna (5) della tabella 3 che mostra i risultati dello stimatore Heckman 2SLS. Come è possibile osservare nella colonna (5), anche per ciò che concerne la stima del modello che tiene conto dell'effetto diretto della sanzione sull'evento del default, il risultato in termini di significatività dell'effetto della sanzione sulla probabilità di default non cambia. Anche in questo caso osserviamo come l'attività sanzionatoria non abbia un impatto significativo sull'insolvenza. Tuttavia, il valore che emerge per il coefficiente stimato, sia in termini di segno che di ordine di grandezza, è comparabile con il modello *baseline* con controllo del processo latente per la redditività (colonna 2), suggerendo la robustezza di tale stima. Lo stesso non si può affermare per i coefficienti del processo latente, in particolar modo per il coefficiente autoregressivo della redditività che, seppur più significativo e con lo stesso segno, vede ridotto il suo ordine di grandezza, sottolineando come la determinazione del processo latente sia a sua volta correlata con gli strumenti scelti, che spiegano gran parte della variabilità che nelle altre specificazioni era colta solo dalla redditività.

5. Conclusioni

Sebbene le banche insolventi costituiscano il campione più interessante per le autorità di regolamentazione, queste sono state spesso escluse dalle analisi sull'efficacia della vigilanza bancaria. Nel presente articolo stimiamo l'effetto causale delle sanzioni sulle prestazioni delle banche, correggendo contemporaneamente per l'endogeneità delle sanzioni e dell'abbandono. Ciò è reso possibile sfruttando il potenziale informativo del nostro campione di banche italiane, includendo sia gli intermediari attivi sia quelli inattivi. Questa strategia ci permette di distinguere tra l'effetto diretto delle sanzioni sulle prestazioni e quello indiretto sulle performance attraverso la probabilità di default.

I risultati dell'analisi empirica sostengono la nostra ipotesi circa l'esistenza sia di un *attrition bias*, sia di un *randomization bias*. L'effetto delle sanzioni sul rendimento in termini di RWA è infatti significativamente distorto verso l'alto e una stima corretta richiede una accurata analisi di tutti gli effetti indiretti generati endogenamente. Attraverso una opportuna correzione della stima è possibile verificare che l'effetto diretto diminuisce significativamente una volta che si controlli per l'endogeneità sia delle sanzioni sia dei default. Questi risultati suggeriscono che trascurare questi problemi può probabilmente distorcere ogni valutazione sull'efficacia della vigilanza.

Una volta filtrato l'effetto indiretto che gli indicatori selezionati esercitano sulla redditività attraverso la probabilità di insolvenza, possiamo concludere che l'attività sanzionatoria non ha alcun impatto diretto significativo sulla probabilità di default.

Bibliografia

Aymanns, C., Caceres, C., Daniel, C. & Schumacher, L., 2016. Bank solvency and funding cost, s.l.: International Monetary Fund.

L'IMPATTO DELLE SANZIONI SULLA PROBABILITÀ DI DEFAULT:
IL CASO DELLE BANCHE ITALIANE

- Banerjee, R. N. & Mio, H., 2017. The impact of liquidity regulation on banks. *Journal of Financial Intermediation*, In press(Available on line).
- Berger, A. N. & Bouwman, C. H., 2013. How does capital affect bank performance during financial crises?. *Journal of Financial Economics*, 109(1), pp. 146--176.
- Berger, A. N., Bouwman, C. H. & Kick, T., 2016. Bank liquidity creation following regulatory intervention and capital support. *Journal of Financial Intermediation*, 26(2016), pp. 115--141.
- Caiazza, S., Cotugno, M., Fiordelisi, F. & Stefanelli, V., 2017. "When a scoffer is punished, the simple becomes wise": The spillover effect of enforcement actions on bank risk-taking. Università Roma Tre, Rome, ADEIMF.
- Calabrese, R. & Giudici, P., 2015. Estimating bank default with generalised extreme value regression models. *Journal of the Operational Research Society*, 66(2015), pp. 1783--1792.
- Chiaromonte, L., Croci, E. & Poli, F., 2015. Should We Trust the Z-score? Evidence from the European Banking Industry. *Global Finance Journal*, 28(0), pp. 111-131.
- Cole, R. A. & Gunther, J. W., 1998. Predicting Bank Failures: A Comparison of On- and Off-Site Monitoring Systems. *Journal of Financial Services Research*, 13(2), pp. 103--117.
- Curry, T. J., O'Keefe, J. P., Coburn, J. & Montgomery, L., 1999. Financially distressed banks: How effective are enforcement actions in the supervision process?. *FDIC Banking Review*, 12(1999), pp. 1--18.
- Danisewicz, P., McGowan, D., Onali, E. & Schaeck, K., 2016. The real effects of banking supervision: Evidence from enforcement actions. *Journal of Financial Intermediation*, Forthcoming(Available online), pp. 1--16.
- Delis, M. D. & Staikouras, P. K., 2011. Supervisory effectiveness and bank risk. *Review of Finance*, 15(2011), pp. 511--543.
- Deli, Y., Delis, M. D., Hasan, I. & Liu, L., 2016. Bank enforcement actions and the terms of lending, s.l.: Bank of Finland .
- Demirguc-Kunt, A. & Detragiache, E., 2011. Basel Core Principles and bank soundness: Does compliance matter?. *Journal of Financial Stability*, 7(4), pp. 179--190.
- Demirguc-Kunt, A., Detragiache, E. & Tressel, T., 2008. Banking on the principles: Compliance with Basel Core Principles and bank soundness. *Journal of Financial Intermediation*, 17(2008), pp. 511--542.
- Demirguc-Kunt, A. & Huizinga, H., 2010. Bank activity and funding strategies: The impact on risk and returns. *Journal of Financial Economics*, 98(2010), pp. 626--650.
- DeYoung, R. & Torna, G., 2013. Nontraditional banking activities and bank failures during the financial crisis. *Journal of Financial Intermediation*, 22(2013), pp. 397--421.

L'IMPATTO DELLE SANZIONI SULLA PROBABILITÀ DI DEFAULT:
IL CASO DELLE BANCHE ITALIANE

- Diggle, P. J. & Kenward, M. G., 1994. Informative drop-out in longitudinal data analysis. *Journal of the Royal Statistical Society. Series C (Applied Statistics)*, 43(1), pp. 49--93.
- Falato, A. & Scharfstein, D., 2016. *The stock market and bank risk taking*, s.l.: National Bureau of Economic Research.
- Farhi, E. & Tirole, J., 2012. Collective moral hazard, maturity mismatch and systemic bailouts. *American Economic Review*, 102(1), pp. 60--93.
- Fiordelisi, F. & Mare, D. S., 2013. Probability of default and efficiency in cooperative banking. *Journal of International Financial Markets, Institution and Money*, 26(2013), pp. 30--45.
- Giordana, G. A. & Schumacher, I., 2017. An empirical study on the impact of Basel III standards on banks' default risk: The case of Luxembourg. *Journal of Risk and Financial Management*, 10(2), p. 8.
- Gonzalez, F., 2005. Bank regulation and risk-taking incentives: An international comparison of bank risk. *Journal of Banking and Finance*, 29(2005), pp. 1153--1184.
- Guerello, C., Murè, P., Rovo, N. & Spallone, M., 2017. *Strengths and weaknesses of banking supervision in Italy: suggestions for the prospective european system*. Università Roma Tre, Rome, ADEIMF.
- Hoque, H., Andriosopoulos, D., Andriosopoulos, K. & Douady, R., 2015. Bank regulation, risk and return: Evidence from the credit and sovereign debt crises. *Journal of Banking and Finance*, 50(2015), pp. 455--474.
- Housman, J. A. & Wise, D. A., 1979. Attrition bias in experimental and panel data: The Gary income maintenance experiment. *Econometrica*, 47(2), pp. 455--473.
- Klomp, J. & de Haan, J., 2012. Banking risk and regulation: Does one size fit all?. *Journal of Banking and Finance*, 36(2012), pp. 3197--3212.
- Peek, J. & Rosengren, E., 1995. Bank regulation and the credit crunch. *Journal of Banking and Finance*, 19(1995), pp. 679--692.
- Pesic, V. & Murè, P., 2010. *Are sanctions effective in improving bank performance? A study on supervision and administrative sanctions upon Italian banks during the 1998-2009 period*, Milan: CAREFIN.
- Rhoades, S. A., 1993. The herfindahl-hirschmann index. *Federal Reserves Bulletins*, 79(1993), pp. 188-189.
- Saghi - Zedek, N. & Tarazi, A., 2015. Excess control right, financial crisis and bank profitability and risk. *Journal of Banking and Finance*, 55(2015), pp. 361--379.
- Schaeck, K. & Cihak, M., 2014. Competition, efficiency, and stability in banking. *Financial Management*, 43(1), pp. 215--241.

L'IMPATTO DELLE SANZIONI SULLA PROBABILITÀ DI DEFAULT:
IL CASO DELLE BANCHE ITALIANE

Semykina, A. & Wooldridge, J. M., 2010. Estimating panel data models in the presence of endogeneity and selection. *Journal of Econometrics*, 157(2010), pp. 375--380.

Skinner, C. P., 2016. Misconduct risk. *Fordham Law Review* , 84(4), pp. 1558--1610.