



## Da che dipende il rischio delle banche? Il beta fondamentale delle banche europee

DANIELA VENANZI

*Da quali fattori dipende il rischio delle banche europee? Il tema è di grande rilevanza e attualità, sia per i regolatori/vigilanti che per gli operatori dei mercati finanziari. Questo studio, seguendo l'approccio di Beaver-Kettler-Scholes (1970), stima empiricamente il beta fondamentale di oltre 100 banche commerciali europee nel periodo 2006-2015. L'evidenza empirica che emerge dimostra che la dimensione, la diversificazione, l'incidenza dei derivati e il TEXAS ratio aumentano il rischio sistematico delle banche, e che il sistema di ponderazione dei rischi degli attivi bancari, basato sulle regole di Basilea, non sembra in grado di cogliere i fattori di rischio bancario, risultando dallo studio un suo impatto negativo sul beta. Riteniamo che questa evidenza indebolisca il punto di vista dominante che vede nelle fusioni/acquisizioni la panacea per le banche europee.*

### **What does banks' riskiness depend on? The fundamental beta of Europe's banks**

*Which factors determine the systematic risk of European banks? The issue is very crucial for regulators and decision-makers in financial markets. This study follows the Beaver-Kettler-Scholes (1970)'s approach and empirically estimates the fundamental beta of a sample of more than 100 European commercial banks in 2006-2015 period. The emerging findings show that size, diversification, derivatives, and TEXAS ratio increase the systematic risk of banks and that the risk weighting of assets, based on the Basel rules, seems to not correctly catch the bank risks, influencing negatively their beta. We believe this evidence weakens the dominant belief that M&As are the panacea for the European banks.*

Università degli Studi Roma Tre,  
email: [daniela.venanzi@uniroma3.it](mailto:daniela.venanzi@uniroma3.it)

### **Per citare l'articolo:**

Venanzi D. (2019), "Da che dipende il rischio delle banche? Il beta fondamentale delle banche europee", *Moneta e Credito*, 72 (286): 105-131.

**DOI:** [https://doi.org/10.13133/2037-3651\\_72.286\\_3](https://doi.org/10.13133/2037-3651_72.286_3)

**JEL codes:**  
G21, G28

### **Keywords:**

systemic risk, fundamental beta, European banks

### **Homepage della rivista:**

<http://www.monetaecredito.info>

Il tema dei fattori che determinano il rischio delle banche è di grande attualità. Per le istituzioni e gli organi di regolamentazione e vigilanza è fondamentale capire quali siano le determinanti del rischio sistematico degli istituti bancari, per meglio indirizzare le politiche economiche dei paesi, nonché le decisioni aziendali al fine di salvaguardare la stabilità del sistema finanziario. Anche per gli operatori (le banche stesse, gli investitori, ecc.), è utile conoscere da quali fattori dipenda il rischio delle banche, perché molte delle loro decisioni ne sono influenzate. Basti pensare a quanto sia rilevante stimare correttamente il costo del capitale delle banche, che in base alla moderna teoria finanziaria dipende dal loro rischio sistematico (rischio non eliminabile dall'investitore, pur detenendo un portafoglio perfettamente diversificato), per valutare ad esempio l'adeguatezza della loro redditività



(confrontandola con il rendimento richiesto dal rischio sopportato), ovvero stimare il valore del loro capitale, per esempio in operazioni di fusioni/acquisizioni o nel caso di investimenti finanziari e operazioni di *asset management* in generale.<sup>1</sup>

La letteratura internazionale sul rischio bancario è molto vasta. I vari filoni collegano il rischio totale<sup>2</sup> della banca (prevalentemente rischio di credito e rischio di default) a varie categorie di determinanti, tra cui le caratteristiche della banca (anche in relazione ai diversi modelli di business e alle diverse categorie di banche), la regolazione, il grado di competizione del settore, la garanzia sui depositi, ecc. Utile, perché sintetica, la *review* recente di Ben Jabra *et al.* (2017). Numerose e ampie sono anche le statistiche di fonte europea e internazionale, soprattutto da parte delle autorità di regolamentazione, e gli studi/analisi che le utilizzano: gli studi BCE sulla stabilità finanziaria, lo strumentario connesso agli SREP (*Supervisory Review and Evaluation Process*), gli studi/documenti del Comitato di Basilea, il *risk dashboard* dell'EBA (*European Banking Authority*), i rapporti periodici sulla stabilità finanziaria globale del Fondo Monetario Internazionale, ecc. Studi che, in relazione alla crisi recente e ai conseguenti effetti destabilizzatori sul mercato finanziario, hanno avuto uno sviluppo ancora più marcato nell'ultimo decennio (Baselga-Pascual *et al.*, 2015).

Lo studio qui condotto, tuttavia, assume un'ottica diversa, parziale e focalizzata su una particolare misura di rischio sistematico delle banche. L'obiettivo, infatti, è di stimare empiricamente un modello che spieghi il beta dei titoli delle banche commerciali europee (misura della sensibilità dei rendimenti rispetto alla varianza dei rendimenti di un indice *proxy* del portafoglio di mercato) attraverso un set di fondamentali economico-finanziari, tratti dai bilanci delle banche. Quindi l'obiettivo è spiegare il rischio sistematico, e non quello specifico o totale, delle banche e soprattutto di spiegarne una determinata misura, che è appunto il beta. Utilizzando un campione di oltre 100 banche europee, con attività prevalente di banca commerciale, nel decennio 2006-2015, si utilizza il modello teorico del beta fondamentale, elaborato per le imprese industriali dallo studio pionieristico di Beaver, Kettler e Scholes (1970) e che sembrerebbe particolarmente appropriato per gli intermediari finanziari, per i seguenti motivi:

- il *Capital Asset Pricing Model* (d'ora in poi CAPM) è un modello di *pricing* del prezzo delle azioni che sembra funzionare molto bene per spiegare i rendimenti dei titoli bancari (Damodaran, 2009);
- il mercato azionario bancario (le banche sono spesso predominanti nei vari listini) è molto influenzato da *rumors* e comportamenti speculativi che possono distorcere i prezzi di mercato osservati e quindi la stima dei beta storici; fattore aggiuntivo di volatilità sono poi le aspettative su regolamentazione e vigilanza nel settore finanziario;
- per quanto precede, quindi, se il beta è una misura appropriata del rischio sistematico degli intermediari finanziari, non appare tuttavia corretto stimarlo in maniera standard, cioè regredendo i rendimenti di mercato (in eccesso rispetto al tasso *risk-free*) storici in funzione dei corrispondenti rendimenti in eccesso dell'indice di mercato, perché appunto i rendimenti misurati sui prezzi di mercato risultano distorti.

Il beta fondamentale è quindi una misura alternativa, che stima il *true beta* in funzione dei fondamentali economico-finanziari delle banche e depura il beta di mercato dagli errori dovuti alle sue distorsioni.

<sup>1</sup> Studi recenti mostrano l'ampia diffusione di pratiche distorte nella stima del beta delle banche in operazioni di fusione/acquisizione (Venanzi, 2016).

<sup>2</sup> Il rischio totale somma il rischio sistematico al rischio specifico, cioè al rischio che dipende dalle caratteristiche proprie della banca e può essere eliminato dall'investitore razionale, tramite la diversificazione del portafoglio detenuto.

Lo studio contribuisce ad ampliare le evidenze empiriche sulle banche europee (Baele *et al.*, 2007; Haq e Heaney, 2012), che risultano più limitate di quelle riguardanti le banche statunitensi (Stiroh, 2004 e 2006; Stiroh e Rumble, 2006; Stever, 2007; Leung *et al.*, 2015).

L'obiettivo è anche quello di verificare l'impatto della dimensione e della diversificazione sul rischio sistematico: se, come si presume, entrambe aumentano il rischio delle banche, l'evidenza empirica dovrebbe spingere regolatori e operatori a correggere l'atteggiamento diffuso a favore sia delle fusioni tra banche che dello spostamento del business bancario verso attività di investimento, più rischiose, a svantaggio dell'attività di concessione del credito all'economia reale, con conseguenze evidenti sul rischio di azzardo morale da parte dei banchieri per il noto "*too big to fail*".<sup>3</sup>

Lo studio vuole anche verificare, come sarà spiegato meglio in seguito, se i coefficienti di Basilea, previsti per la ponderazione del rischio degli attivi bancari, siano effettivamente in grado di misurarlo correttamente.

## 1. Il quadro teorico e empirico di riferimento

### 1.1. Misurazione del rischio sistematico: il beta

Nell'ambito della teoria della diversificazione del portafoglio, il rischio rilevante (che cioè richiede remunerazione dal mercato) è il rischio sistematico, misurabile nella moderna teoria finanziaria dal beta, che esprime la sensibilità dei rendimenti in eccesso di un titolo/portafoglio alle variazioni del rendimento in eccesso di un portafoglio titoli perfettamente diversificato, che dovrebbe rappresentare il portafoglio di mercato. La misura del beta (Sharpe, 1964; Lintner, 1965), quindi, si ottiene dal coefficiente della regressione lineare *time-series* tra i rendimenti in eccesso storici del titolo rispetto ai rendimenti in eccesso storici della *proxy* del portafoglio di mercato, come segue:

$$(R_i - R_f) = \alpha_i + \beta_i * (R_{mkt} - R_f) + \varepsilon_i$$

$$\beta_i^{mkt} = \frac{COV_{i,mkt}}{\sigma_{mkt}^2} = \frac{\sigma_i * \sigma_{mkt} * CORR_{i,mkt}}{\sigma_{mkt}^2} = \frac{\sigma_i * CORR_{i,mkt}}{\sigma_{mkt}}$$

Il beta del portafoglio di mercato è ovviamente uguale a 1 e quindi se un'azione ha un beta maggiore di 1 tenderà a variare più che proporzionalmente al variare dei rendimenti del portafoglio di mercato (*aggressive stock*); se invece ha beta inferiore a 1 essa sarà meno sensibile al rischio sistematico (*defensive stock*).

Esistono vari aspetti critici nella stima del beta:

- l'utilizzo dei rendimenti storici *ex post* implica (in maniera discutibile) che il rendimento realizzato sia coerente con le aspettative future che gli investitori avevano prima che questo si manifestasse;
- la periodicità del rendimento considerato nella regressione può comportare distorsioni nella stima. Nella prassi si utilizzano rendimenti mensili su un arco temporale di 5 anni (per un totale di 60 rendimenti mensili). L'utilizzo di rendimenti giornalieri avrebbe il vantaggio di aumentare il

<sup>3</sup> Se una banca di grandi dimensioni e a struttura complessa versa in una situazione finanziaria grave, il consolidamento accresce la probabilità che la liquidazione/riorganizzazione risulti difficile ovvero conseguibile in maniera disordinata. Poiché intermediari di tale genere sono quelli le cui difficoltà possono tradursi in rischi di ampia portata, il processo di concentrazione può quindi comportare un aumento della probabilità che situazioni di dissesto aziendale producano ripercussioni sul sistema.

numero di osservazioni e quindi di ridurre l'arco temporale della stima (per evitare il *bias del coeteris paribus* non rispettato), ma lo svantaggio di sottovalutare il beta dei titoli meno trattati e sopravvalutare quello dei titoli più liquidi, spesso target della speculazione;

- la scelta di un'adeguata *proxy* del portafoglio di mercato è aspetto critico, perché secondo Roll (1977) i test effettuati per verificare la validità del CAPM (tra cui, Black *et al.*, 1972; Fama e MacBeth, 1973; Fama e French, 1992) verificherebbero in realtà non la validità del modello, ma solo l'efficienza o meno della *proxy* scelta;
- l'utilizzo di medie dell'impresa nel periodo di stima piuttosto che l'impresa come è oggi. Le imprese cambiano nel tempo per varie ragioni (Damodaran, 1999): *i)* disinvestono business esistenti, investono in nuovi business e acquisiscono aziende. In questo processo, cambiano il loro business mix, e quindi cambia il loro beta; *ii)* modificano la loro leva finanziaria, aumentando o riducendo il debito. In più, azioni come il pagamento di dividendi e il riacquisto di azioni proprie possono influenzare la leva finanziaria. Infine, il cambiamento del valore di mercato sia del debito che delle azioni può causare cambiamenti significativi nella leva finanziaria in brevi periodi; *iii)* anche se non cambiassero il loro business mix e/o leva finanziaria, tendono a crescere nel tempo. Mentre crescono, le strutture dei loro costi operativi tendono a cambiare, portando a cambiamenti nei loro beta;
- i modelli multi-fattore (Fama e French, 1992 e 1993) minano all'origine la validità del CAPM e quindi del beta, dimostrando che esistono altri fattori di rischio sistematico non colti dal beta, in particolare il *size-effect* (imprese minori hanno non solo beta più elevati, a parità di altre condizioni, ma anche rendimenti superiori al rendimento richiesto in base al CAPM) e il fattore *book-to-market-value* (imprese con elevati valori del rapporto sono considerate molto rischiose dal mercato perché imprese a bassa crescita, poco profittevoli e con *payouts* molto bassi): due fattori quindi aggiuntivi di rischio sistematico.

## 1.2. Il beta fondamentale

Molti studi (Beaver *et al.*, 1970; Bildersee, 1975; Eskew, 1979; Jarvela *et al.*, 2009) ritengono che il bilancio delle imprese generi dati e informazioni che possono essere utilizzati per misurare il rischio. Ci si è chiesti se le misure di rischio basate sulle grandezze contabili possano avere una relazione con le misure di rischio basate sulle grandezze di mercato, in particolar modo il beta. Se i prezzi azionari riflettono i fondamentali aziendali, allora questi potrebbero essere utilizzati per spiegare le differenze in termini di beta tra i titoli. Quindi, è importante sapere quali sono i fondamentali più significativi che influenzano il beta, sia per orientare le decisioni in ottica di implicazioni per il rischio, sia per utilizzarli per stimare il beta di un titolo o di un portafoglio, date le molte problematiche che si incontrano nella stima del beta con l'utilizzo dei rendimenti storici di mercato.

La metodologia del beta fondamentale riconduce la stima del beta all'individuazione dei principali fattori che determinano il rischio sistematico. Questo approccio è stato introdotto per la prima volta dallo studio di Beaver, Kettler e Scholes (BKS) del 1970, a cui poi si sono ispirati vari studi successivi.

Nello studio di BKS sono state considerate 307 imprese quotate al New York Stock Exchange e osservate nell'arco temporale 1947-1965 (suddiviso poi in due sotto-periodi). Inizialmente gli autori hanno stimato i beta delle imprese utilizzando i rendimenti azionari: sono stati stimati i beta relativi a ogni impresa in ogni sotto-periodo per un totale di 614 beta. Successivamente, BKS hanno individuato le grandezze contabili da utilizzare come determinanti del rischio sistematico, analizzando le correlazioni tra i beta stimati e le grandezze fondamentali delle imprese (aggregando i titoli in portafogli).

Quindi, BKS hanno utilizzato i fondamentali aziendali come variabili strumentali per stimare il beta del primo sotto-periodo, in modo tale da ridurre o eliminare<sup>4</sup> gli errori contenuti nel beta stimato con i rendimenti storici (il beta storico). Ciò è stato fatto al fine di comparare la capacità predittiva del beta stimato con i dati contabili (il beta fondamentale) con quella del beta storico.

Il beta storico ( $\beta_H$ ) viene stimato con un errore ( $\omega$ ) rispetto al *true beta* ( $\beta_T$ ), che non è direttamente osservabile:

$$\beta_H = \beta_T + \omega$$

L'approccio del beta fondamentale prevede che, sebbene il vero beta non sia direttamente osservabile, esso può essere espresso in funzione di  $n$  variabili strumentali, ovvero i fondamentali aziendali:

$$\beta_T = \varphi_0 + \varphi_1 * z_1 + \dots + \varphi_n * z_n$$

dove  $z$  sono i fondamentali aziendali, mentre i coefficienti  $\varphi$  esprimono la sensibilità del vero beta rispetto a questi fondamentali. È possibile dunque stimare, attraverso un modello *cross sectional*, anche la sensibilità del beta storico (che a differenza del vero beta è osservabile) rispetto alle variabili strumentali.

$$\beta_H = c_0 + c_1 * z_1 + \dots + c_n * z_n + \omega$$

I residui  $\omega$  di questo modello riflettono il termine di errore contenuto in  $\beta_H$ .

A questo punto è possibile stimare il vero beta rimuovendo il termine di errore dal beta storico stimato. Tale stima del vero beta è il beta fondamentale ( $\beta_F$ ).

$$\beta_F = \beta_H - \omega$$

Nello studio di BKS l' $R^2$  (che misura la bontà di adattamento del modello) risulta pari al 45% circa. Un  $R^2$  troppo basso indicherebbe che le variabili strumentali scelte per la stima del beta fondamentale sono poco idonee; di contro, un indicatore troppo elevato dimostrerebbe che il beta fondamentale è essenzialmente uguale al beta storico e di conseguenza ciò comporterebbe il fallimento dell'obiettivo di rimuovere gli errori di stima da quest'ultimo.

Successivamente, viene confrontata la capacità di  $\beta_H$  e  $\beta_F$  del primo sotto-periodo di prevedere il beta storico del secondo sotto-periodo. L'assunzione è la seguente relazione tra i *true beta* dei due sotto-periodi:

$$\beta_2 = \delta_{10} + \delta_{11} * \beta_1 \text{ dove } \delta_{10} = 0 \text{ e } \delta_{11} = 1.$$

Si assume che il beta sia stazionario nel tempo: ipotesi che viene confermata dall'analisi delle correlazioni dei beta storici fra i due sotto-periodi, a livello di portafoglio.

Dai risultati di BKS emerge che il beta fondamentale possiede un maggiore potere predittivo del rischio rispetto al beta storico: sia la media degli errori al quadrato che la media degli errori in valori assoluto sono consistentemente maggiori per il beta storico. Effettuando l'analisi a livello di portafoglio, il beta fondamentale risulta avere un potere predittivo marcatamente superiore rispetto a quello del beta storico. I portafogli vengono formati raggruppando i titoli sia in base al beta storico che al beta fondamentale. In entrambi i casi, il beta fondamentale dei portafogli risulta avere un maggiore potere predittivo (la media dell'errore è circa la metà).

<sup>4</sup> Evidentemente restano le critiche che minano la validità del CAPM, proponendo modelli alternativi (che, tuttavia, in genere mantengono il beta tra i fattori esplicativi dei rendimenti)

Inoltre, risulta che il beta fondamentale abbia una capacità predittiva molto superiore nelle code della distribuzione; si tratta di un grande vantaggio, poiché è nelle code della distribuzione che serve una maggiore accuratezza della stima.

Ci sono però alcuni limiti nell'approccio. In primis, nella regressione *cross sectional* bisognerebbe utilizzare imprese omogenee, perché è ragionevole ritenere che in settori diversi potrebbero avere rilevanza sul rischio sistematico fondamentali diversi: quindi il set di fondamentali del beta non avrebbe validità generale ma sarebbe specifico di un settore o macro-comparto. Un altro aspetto di criticità deriva dai limiti delle misure contabili: Shan *et al.* (2013) hanno evidenziato che la variabilità degli indicatori contabili potrebbe essere non solo effetto dei fondamentali (che quindi soli dovrebbero influenzare il rischio), ma anche da politiche di manipolazione degli utili operate dai manager (discrezionalità dei manager nel reporting dei risultati contabili). Gli autori tentano, a tal fine, di separare la componente discrezionale da quella fondamentale degli *accruals*. I risultati empirici mostrano che:

- una maggiore incertezza negli *accruals* del periodo corrente determina una maggiore volatilità del rendimento atteso dei titoli: viene dimostrata empiricamente la relazione tra variabilità degli *accruals* e volatilità del rendimento azionario;
- la componente fondamentale degli *accruals* è determinante nella relazione tra variabilità degli *accruals* e volatilità del rendimento azionario;
- la discrezionalità manageriale risulta non avere un impatto significativo sul rischio d'impresa, ovvero non modifica la percezione del rischio da parte degli investitori.

### 1.3. Le determinanti del beta nelle imprese non finanziarie

Le principali determinanti che emergono dallo studio di BKS e da studi successivi sono le seguenti:

- il *dividend payout* (Beaver *et al.*, 1970; Eskew, 1979; Jarvela *et al.*, 2009), misurato come rapporto tra dividendi pagati e utili disponibili. Il legame che emerge è negativo: a parità di altre condizioni, le imprese con bassi *payouts* sono più rischiose. Ciò viene giustificato dalla teoria dei segnali, secondo cui i manager, in qualità di insider, hanno migliori informazioni sull'impresa rispetto agli investitori e di conseguenza, attraverso la politica dei dividendi, possono fornire segnali informativi al mercato. Come ampiamente dimostrato in letteratura (Lintner, 1956; Fama e Babiak, 1968; Bharati *et al.*, 1998), le imprese hanno la tendenza a mantenere i dividendi relativamente costanti nel tempo. Preferiscono, inoltre, aumentare i dividendi nel tempo, piuttosto che ridurli, perché il management ritiene che gli investitori preferiscano dividendi stabili, a causa della loro avversione al rischio, e una crescita sostenuta. Per questi motivi, le imprese aumentano i loro dividendi solamente quando prevedono una crescita sostenuta di lungo termine del livello atteso degli utili futuri, mentre li riducono solo come ultima scelta. Per questa ragione le imprese generalmente stabiliscono i dividendi a un livello che pensano di riuscire a mantenere in base alle prospettive sugli utili aziendali futuri;
- la *crescita* (Beaver *et al.*, 1970; Bildersee, 1975; Eskew, 1979), misurata come logaritmo naturale del rapporto tra totale attivo al tempo  $t$  e totale attivo al tempo  $t-1$ . Il legame atteso è positivo: una maggiore propensione alla crescita viene percepita come un fattore di rischio aggiuntivo in quanto, solitamente, affinché i nuovi progetti di investimento rendano più del costo del capitale devono avere profili di rischio superiori alla media degli investimenti in essere. La variabile, inoltre, è correlata negativamente con la determinante precedente;
- l'*indebitamento*. Quando un'impresa contrae debito, i flussi di cassa destinati agli azionisti diventano più volatili (Modigliani e Miller, 1958). In base alla seconda proposizione di Modigliani e Miller (M&M) il costo del capitale proprio *levered* di un'impresa aumenta all'aumentare del rapporto fra capitale di debito e capitale proprio a valori di mercato.

$$r_e = r_u + \frac{D}{E} * (r_u - r_d)$$

dove:

$r_e$  = costo del capitale levered;  $r_u$  = costo del capitale unlevered;  $r_d$  = costo del debito.

La relazione dei rendimenti, applicando il CAPM, si traduce nella corrispondente relazione dei beta:

$$\beta_e = \beta_u + \frac{D}{E} * (\beta_u - \beta_d);$$

- la *liquidità*, misurata dall'indice di liquidità corrente (rapporto tra attivo corrente e passivo corrente). Il legame atteso è negativo: le attività a breve termine sono meno rischiose di quelle a lungo termine. Tanto maggiore è la liquidità e tanto meno probabile è l'evento insolvenza. Quindi, l'indice di liquidità corrente consentirebbe di esaminare, in linea di massima, la capacità dell'impresa di onorare le proprie obbligazioni che scadono nel breve termine attraverso le risorse finanziarie che si rendono disponibili nello stesso arco temporale. Tuttavia, una eccessiva quota di liquidità, oltre a essere svantaggiosa da un punto di vista fiscale, può comportare costi di agenzia: se un'impresa ha un eccesso di liquidità, c'è il rischio che i manager possano utilizzare tali fondi in modo non efficiente a causa del *management entrenchment*;
- la *dimensione*, misurata come logaritmo del totale attivo. Le imprese più grandi vengono generalmente considerate essere meno rischiose di quelle piccole. Le imprese di maggiori dimensioni hanno tassi di fallimento inferiori alle imprese più piccole. Inoltre, le grandi imprese, in genere maggiormente diversificate, tendono ad avere flussi di cassa più stabili e di conseguenza una volatilità dei tassi di rendimento molto contenuta. Tuttavia, se vale il CAPM, la diversificazione a livello societario non dovrebbe avere rilevanza in quanto gli investitori possono sempre godere dei benefici della diversificazione a livello personale. Vari studi (Titman e Wessels, 1988; Gu e Kim, 1998) mostrano che il rischio sistematico delle grandi imprese sia minore rispetto a quello delle piccole poiché le prime hanno una maggiore capacità di minimizzare gli eventuali effetti negativi dei cambiamenti economici e inoltre hanno maggiori opportunità di diversificazione. Maggiore è la dimensione aziendale, e di conseguenza la diversificazione, e minori saranno le probabilità di fallimento e i costi connessi. Inoltre, le aziende di grandi dimensioni hanno la possibilità di realizzare economie di scala in grado di ridurre l'incidenza relativa dei costi diretti di dissesto e fallimento (spese legali e amministrative legate alla procedura fallimentare) sul valore dell'impresa (Warner, 1977; Ang *et al.*, 1982). Come già detto, infine, Fama e French (1992 e 1993), hanno individuato nella dimensione una componente di rischio sistematico aggiuntiva rispetto al beta. Quindi, il legame atteso tra dimensione e beta è negativo;
- la *variabilità degli utili*, misurata (Beaver *et al.*, 1970; Bildersee, 1975; Eskew, 1979; Jarvela *et al.*, 2009) come deviazione standard del rapporto utile-prezzo:  $\sigma_{E/P} = \sqrt{\frac{1}{T} [\sum_{t=1}^T \frac{E_t}{P_{t-1}} - \left(\frac{\bar{E}}{\bar{P}}\right)^2]}$ . Si ipotizza un legame positivo tra il beta e tale determinante;
- l'*accounting beta*: viene ottenuto allo stesso modo del beta storico, ma utilizzando come variabile dipendente nella regressione *time-series* il rapporto utile-prezzo dell'impresa e come variabile indipendente il rapporto utile-prezzo medio, in ogni dato istante, dell'intero campione (che è dunque *proxy* del mercato nel complesso).

$$\beta_{accounting} = \frac{cov\left(\frac{E_t}{P_{t-1}}, M_t\right)}{var(M_t)}$$

- dove  $M_t = (\sum_{it=1}^N E_{it}/P_{it-1})/N$ . Il legame atteso è ovviamente positivo, anche se la misura è di scarsa rilevanza pratica perché, utilizzando un numero di osservazioni alquanto ridotto rispetto al beta storico (gli utili di bilancio sono infatti noti a cadenza annuale), implica grandi errori nella stima.

Gli studi empirici citati ottengono in genere risultati statisticamente significativi e coerenti con i legami attesi.

È importante sottolineare che anche lo studio di Jarvela *et al.* (2009), che mira proprio a verificare se il modello di BKS fosse ancora valido in anni più recenti, rileva i legami indicati, con qualche eccezione. In particolare, il *dividend payout* non risulta statisticamente significativo come variabile esplicativa del beta per le imprese a maggiore capitalizzazione. Questo risultato è dovuto al fatto che le imprese di maggiori dimensioni, pur ritenute finanziariamente forti e capaci di distribuire elevati dividendi, adottano politiche di dividendi discrezionali e il mercato non interpreterebbe un basso *payout* come incapacità di generare flussi di cassa elevati, ma come scelta dovuta ad altri fattori; nel caso delle imprese di piccola-media taglia, di contro, un livello di *payout* basso viene interpretato come un sintomo di maggiore rischio, perché considerate dal mercato meno solide finanziariamente. Anche la volatilità degli utili mostra legami molto deboli con il beta, seppure statisticamente significativi. Gli autori ritengono che questo risultato sia dovuto alle bolle speculative degli ultimi anni che hanno distorto i rapporti P/E (*price/earnings*).

#### 1.4. Le determinanti del beta nelle banche

Molti studi recenti si sono concentrati sull'individuazione dei fattori che influenzano il rischio sistematico delle banche. Analizziamo i principali fondamentali che emergono da questi studi.

In primis la *diversificazione*. La normativa europea ha consentito alle banche di perseguire una diversificazione funzionale tra le diverse attività finanziarie: *commercial banking*, *investment banking*, assicurazione e altri servizi finanziari, determinando quindi variazioni significative del grado di diversificazione tra banche europee (più marcato rispetto per esempio alle banche statunitensi, sottoposte più a lungo a vincoli normativi). Baele *et al.* (2007) analizzano costi e benefici della diversificazione in termini di rischio.

Tra i benefici: (i) costi operativi inferiori per effetto di sinergie tra comparti di business (la condivisione di input come il lavoro, la tecnologia, le informazioni, ecc.); (ii) sinergie sul versante ricavi: la banca, mediante la sua attività creditizia, ricava informazioni che possono agevolare la fornitura di altri servizi finanziari; analogamente, gli altri servizi finanziari che la banca eroga possono consentire l'accesso a nuove informazioni in grado di migliorare l'attività creditizia; (iii) *corporate governance* più efficace, attraverso un aumento dell'attività del mercato per il controllo societario: la fusione tra aziende operanti in attività diverse comporta un forte monitoraggio da parte del mercato dei *takeovers*; (iv) riduzione del rischio: l'espansione in nuovi rami di business comporta una diversificazione del rischio del portafoglio di attività della banca; da notare tuttavia che gli investitori possono ottenere lo stesso beneficio diversificando a livello di portafoglio personale.

Tra i costi: (i) i costi di agenzia, quando i manager, per accrescere il loro prestigio personale, puntano all'aumento dimensionale, investendo in settori poco redditizi e dirottando risorse da attività di successo vs linee di business costantemente in perdita; (ii) costi di regolazione, connessi a supervisione multipla sulle diverse attività.

Se a livello teorico non è chiaro se i benefici della diversificazione siano maggiori dei costi, a livello empirico, molti studi (DeYoung e Roland, 2001; Stiroh, 2004 e 2006; Stiroh e Rumble, 2006; Baele *et al.*, 2007; Demirguc-Kunt e Huizinga, 2010) rilevano un aumento della volatilità di utili contabili e rendimenti azionari, all'aumentare dell'incidenza dei ricavi "non interest", *proxy* del grado di diversificazione dell'intermediario. La maggiore diversificazione spingerebbe verso attività più rischiose rispetto alla tradizionale intermediazione creditizia.

La diversificazione permetterebbe alle conglomerate finanziarie di vendere più prodotti finanziari in un'unica sede agli stessi clienti: ciò da una parte può incrementarne i ricavi, ma le rende anche più esposte allo stesso tipo di rischio (legame positivo con il beta). La volatilità specifica, invece, può essere più bassa grazie agli effetti della diversificazione. Dagli studi citati emerge quindi che le banche più diversificate mostrano una maggiore sensibilità alle oscillazioni del mercato e agli shock dell'economia nel complesso; per quanto riguarda il rischio specifico, il legame risulta negativo e significativo per gli studi sulle banche europee, ovvero all'aumentare dei ricavi "non interest" si riduce il rischio specifico della banca. Tale relazione è però non lineare: infatti quando la banca diviene troppo esposta alle attività bancarie non tradizionali il suo rischio specifico aumenta (legame positivo e significativo con la quota dei ricavi "non interest" al quadrato). Positivo risulterebbe invece il legame tra diversificazione e rischio totale. Gli studi su banche USA (Stiroh, 2006) rilevano un legame lineare e di segno positivo tra diversificazione e rischio, sia sistematico che totale.

Altra determinante del beta è la *dimensione*. Contrariamente alle imprese non finanziarie, il legame atteso del beta con la dimensione è positivo. A fronte di una volatilità simile dei rendimenti tra banche di diversa dimensione (legata anche all'elevato grado di regolazione del settore), nel caso delle grandi è maggiore la componente sistematica. In parte ciò è frutto del legame prima descritto con la diversificazione (l'aumento della dimensione passa attraverso una maggiore diversificazione dell'attività). Stever (2007) evidenzia, inoltre, che le banche di minore dimensione sopportano un minore rischio di credito rispetto alle grandi, sia perché richiedono maggiori garanzie, sia per le migliori informazioni che detengono sui loro debitori (avendo a che fare con una ridotta gamma di clienti hanno la possibilità di monitorarli meglio). I dati riportati nello studio (un campione di oltre 300 banche Usa) mostrano che le piccole banche hanno minori perdite su crediti e un minore tasso di insolvenza dei crediti rispetto alle grandi. Le banche maggiori sarebbero più aggressive nell'espansione del proprio mercato creditizio rispetto alle piccole banche e ciò comporterebbe un più basso tasso di successo nella riscossione dei propri crediti.<sup>5</sup>

Haq e Heaney (2012) spiegano il legame con comportamenti di azzardo morale legati al "too big too fail", che incentiva la grande banca a intraprendere attività più rischiose, in particolare quelle che generano flussi di reddito "non interest". Lo studio, condotto su 117 banche commerciali europee (15 paesi europei) nel periodo 1996-2010, evidenzia:

- un legame significativo e positivo tra rischio sistematico e dimensione;
- un legame significativo e negativo tra rischio specifico e dimensione;
- un legame positivo tra dimensione e rischio totale.

Risultati sostanzialmente confermati anche nello studio europeo di Baele *et al.* (2007).

---

<sup>5</sup> I dati ufficiali della Banca Centrale Europea (BCE) (ECB, 2018), di contro, mostrano, per le 110 banche sottoposte alla vigilanza unica, che l'incidenza media dei *Non Performing Loans* (NPL ratio) diminuisce con la dimensione (nel primo trimestre 2018, dal 12,45% delle banche con attivo inferiore ai 30 md di euro al 4,08% delle banche con attivo superiore ai 330 md e al 3,35% delle banche di rilevanza sistemica). Il dato è però inficiato, per ammissione della stessa BCE, dall'effetto paese (il mix paese delle classi dimensionali considerate differisce). Inoltre, si tratta di una media ponderata alla dimensione (quindi non necessariamente rappresentativo delle banche di ciascuna classe dimensionale, se è elevata l'eterogeneità dimensionale interna). Dallo studio da me condotto (Venanzi, 2017) su un campione di circa 450 banche italiane (bilanci singoli), a prevalente raccolta a breve termine, non si rileva una relazione statisticamente significativa tra dimensione e incidenza dei NPL, ma risulta che banche di minori dimensioni sono maggiormente presenti nei cluster virtuosi per qualità del credito.

Negli studi su banche USA (Stiroh, 2006 e Leung *et al.*, 2015), il legame risulta positivo con il beta ma negativo con il rischio totale: rispetto alle banche europee, quindi, l'effetto negativo sul rischio specifico sembrerebbe dominare l'effetto positivo sul beta.

Altri fondamentali del beta:

1. *l'adeguatezza patrimoniale* CET1, misurata dal rapporto tra il Tier1 (il c.d. "patrimonio di base" o "di qualità primaria" perché costituisce il "nocciolo duro" del capitale, che comprende il capitale versato, le riserve, compreso il sovrapprezzo azioni, e gli utili non distribuiti) e gli impieghi ponderati per il rischio (RWA, *risk-weighted assets*) in base ai sistemi di ponderazione stabiliti da Basilea o ai rating interni (IRB, *Internal Ratings-Based*) per le banche autorizzate. È l'indicatore per eccellenza alla base del sistema di vigilanza micro-prudenziale del Comitato di Basilea. Haq e Heaney (2012) ipotizzano una relazione negativa tra CET1 e rischio specifico, sistematico e totale: un elevato "patrimonio di base" può fungere da tampone per eventuali perdite future e ridurre i costi di dissesto e fallimento (grazie a un minore ricorso all'indebitamento). La regolamentazione sugli standard di capitale, tuttavia, può avere effetti non univoci. Infatti, dovendo la banca adempiere a determinati livelli minimi di CET1, verranno emesse azioni per aumentare il suo capitale di rischio e ciò potrebbe ridurre la percentuale di partecipazione degli amministratori insider, con conseguente aumento del rischio di sub-ottimi decisionali e dei costi di agenzia connessi (aumenta, cioè, la possibilità che i manager perseguano i loro interessi a danno della banca). Lo studio ipotizza, per tenere conto di effetti non univoci, una relazione "a U" tra il CET1 e il rischio delle banche in quanto inizialmente, all'aumentare del CET1, il rischio diminuisce; tuttavia, superata una certa soglia, il rischio sistematico inizia ad aumentare grazie all'effetto *moral hazard*. Le banche, una volta raggiunti valori del CET1 particolarmente elevati, si orientano verso investimenti molto rischiosi, dato che considerano l'insolvenza poco probabile. Le ipotesi sono confermate dall'evidenza empirica, anche se il legame non lineare è solo con il beta. In Leung *et al.* (2015), sulle banche USA, il CET1 riduce il rischio totale e specifico, ma non quello sistematico (nello studio però non si indaga il legame non lineare con il beta);
2. *l'incidenza delle voci fuori bilancio* (accordati, lettere di credito, garanzie, derivati, ecc.). Alcune attività non tradizionali possono essere incluse in voci fuori bilancio, determinando notevoli difficoltà per gli investitori e i regolatori a quantificare il rischio delle banche. Le voci fuori bilancio possono generare passività e perdite potenziali. In letteratura si ipotizza un legame positivo tra il rischio delle banche e l'incidenza delle voci fuori bilancio, confermato dai risultati empirici;
3. *il dividend payout*, con legame atteso negativo, come nelle imprese non finanziarie (cfr. § 1.3);
4. *l'incidenza dei crediti deteriorati*: Leung *et al.* (2015) ipotizzano che ad una migliore attività di controllo e gestione dei rischi corrisponda un più basso ammontare di crediti deteriorati per la banca. Quindi la determinante è considerata *proxy* dell'efficienza dell'attività di controllo e di gestione dei rischi. Il legame positivo (ipotizzato) è rilevato empiricamente con il rischio specifico e totale, ma non con il rischio sistematico;
5. *l'inefficienza operativa*, misurata dall'incidenza dei costi operativi sui ricavi operativi (Baele *et al.*, 2007) con legame atteso positivo sul rischio, ma solo specifico e totale e non sistematico. Le banche che possiedono migliori tecnologie e hanno un management con migliori abilità (Baselga-Pascual *et al.*, 2015) sarebbero percepite come meno rischiose dal mercato. Inoltre, gli investitori sono convinti che una maggiore efficienza possa proteggere la banca da shock inattesi dei profitti. Nello studio non ci si aspetta una relazione significativa tra il rischio sistematico e l'inefficienza. Le ipotesi trovano conferma nell'evidenza empirica.

## 2. La verifica empirica sulle banche europee

### 2.1. Ipotesi testate

Queste le principali ipotesi testate nella verifica empirica condotta su un campione di banche commerciali europee, anche in funzione dei dati disponibili.

#### *H1. La dimensione aumenta il beta.*

Le grandi banche sono più aggressive nell'espansione del proprio mercato creditizio rispetto alle piccole e ciò comporta un minore tasso di successo nella riscossione dei propri crediti. Inoltre, la maggiore dimensione spinge alla diversificazione delle attività e quindi verso attività di investimento e trading, più rischiose. Questo orientamento sembrerebbe favorito da comportamenti di azzardo morale dei banchieri: il "too big to fail" favorisce le attività più rischiose. Inoltre, la maggiore dimensione, tramite la diversificazione, genera maggiori interconnessioni con il sistema.

#### *H2. La diversificazione aumenta il beta.*

All'aumentare della diversificazione aumenta l'incidenza delle attività "non interest" (attività in titoli, trading, assicurazione, ecc.), che risultano essere più rischiose delle attività bancarie tradizionali.

#### *H3. Il rischio sistematico si riduce all'aumentare del dividend payout.*

Secondo la teoria dei segnali (Lintner, 1956; Fama e Blahnik, 1968; Bharati *et al.*, 1998), un aumento del *payout* fornisce informazioni circa le aspettative positive future dei manager sugli utili aziendali ed è inoltre è anche un segnale di solvibilità in quanto una banca che ha problemi di insolvenza tende a ridurre il pagamento dei dividendi.

#### *H4. L'incidenza dei RWA (sugli asset totali) accresce il beta.*

L'ammontare dei RWA misura il valore dell'attivo ponderato per il rischio, in base ai coefficienti di ponderazione previsti da Basilea II-III ed è un indicatore cruciale per la misura dell'adeguatezza patrimoniale, perché il requisito di capitale regolamentare è fissato dai vigilanti con riferimento a questo indicatore. Le attività ponderate per il rischio (RWA), rapportate al totale attivo, dovrebbero quindi rappresentare la sintesi dei principali fattori di rischio riconducibili ad una data attività finanziaria. I coefficienti di ponderazione (stabiliti dalle regole di Basilea), se correttamente determinati, dovrebbero aumentare all'aumentare della rischiosità della categoria di asset. Il legame ipotizzato, tuttavia, potrebbe risultare di segno opposto se, come emerge da studi recenti condotti in ambito europeo, il sistema di ponderazione del rischio fosse distorto.

Le regole di Basilea, infatti, faticano a misurare correttamente il rischio e introducono distorsioni nelle scelte dei banchieri (per un quadro critico dell'approccio regolatorio di Basilea e delle sue implicazioni per la stabilità del sistema, si rinvia agli interessanti contributi contenuti nel volume 62 del 2009 di *PSL Quarterly Review*). Si è notato, per esempio, che i meccanismi di ponderazione per il rischio previsti da Basilea II-III (elaborati per correggere le semplificazioni di Basilea I) penalizzano i crediti verso la clientela *corporate* (le imprese non finanziarie) rispetto ai crediti verso governi, banche centrali e altre banche, prevedendo per i primi, a parità di merito creditizio, coefficienti di ponderazione per il rischio superiori rispetto ai secondi. Scelta inspiegabile, peraltro, perché trascura del tutto l'effetto di amplificazione sistematica che l'insolvenza/default di governi e banche ha rispetto a eventi analoghi di imprese non finanziarie. Questo effetto distorsivo dei coefficienti di ponderazione per il rischio, messo in evidenza da studi recenti (Angelini, 2016), sembra confermato anche dai legami, rilevati dal Rapporto Mediobanca-Ricerche & Studi sulle principali banche internazionali (Mediobanca-R&S, 2014; Barbaresco, 2015) tra il rapporto RWA/totale attivo con l'incidenza del credito alla clientela sull'attivo, di segno positivo, da un lato, con il peso dei derivati sul totale del patrimonio netto tangibile delle banche, di segno negativo, dall'altro. I legami rilevati sono palesemente contro-intuitivi e dimostrano che i coefficienti di ponderazione per il rischio di Basilea penalizzano sul piano del rischio gli impieghi alla clientela rispetto ad altre categorie di attivo (tra cui i derivati). Con Basilea II-III, inoltre, si incentiva l'uso dei rating interni (cioè calcolati dalle banche) rispetto a quello dei rating standard, definiti dalle agenzie di rating. La dotazione di capitale richiesta risulterebbe più leggera nel primo caso. Si introduce in questo modo un meccanismo di auto-regolazione delle banche (via modelli interni) e di delega alle agenzie di rating (via modelli standard). Si introducono quindi nuovi fattori di rischio, legati alla correttezza dei modelli utilizzati dai soggetti delegati e nuovi rapporti fiduciari in un mondo già fragilmente basato sulla fiducia: si aggiunga il fatto che in genere si tratta di modelli statistici molto complessi, per i quali appare difficile un monitoraggio/validazione efficaci da parte del regolatore. I rating interni tendono a sottovalutare il rischio della banca, come studi recenti degli stessi vigilanti documentano (Cannata *et al.*, 2012; Behn *et al.*, 2016).

##### *H5. L'adeguatezza patrimoniale riduce il rischio sistematico.*

In linea con lo studio di Haq e Heaney (2012), si ipotizza che un elevato Tier1 (la componente primaria del capitale netto) può fungere da tampone per eventuali perdite future e può ridurre i costi di dissesto e fallimento (grazie a un minore ricorso all'indebitamento). Inoltre, in presenza di maggiore patrimonio, minori saranno i costi di agenzia.

Contrariamente ad altri studi, qui si è scelto di non inserire nel modello l'adeguatezza patrimoniale misurata dal CET1. In primis, per la collinearità tra CET1 e RWA (-38% il coefficiente di Pearson); inoltre, perché la supposta distorsione nel calcolo di RWA (spiegata in precedenza) distorcerebbe anche l'indicatore CET1, spiegando per esempio perché, nella crisi recente, non sia stato capace di selezionare le banche virtuose da quelle fallite.

Viceversa, si è scelto di inserire il TEXAS ratio (calcolato come rapporto tra crediti deteriorati, al netto dei corrispondenti fondi di svalutazione, e capitale netto tangibile). Utilizzando un campione di banche commerciali (cfr. infra § 2.2), in cui l'attività principale è l'intermediazione creditizia, è ragionevole pensare che la concessione di credito abbia un peso rilevante tra gli impieghi (e quindi il rischio relativo sia una componente rilevante del rischio complessivo della banca) e pertanto l'adeguatezza patrimoniale possa essere ben espressa da quanto il patrimonio sia in grado di far fronte allo *shortfall* derivante dalla svalutazione dei crediti deteriorati netti in bilancio. In aggiunta, tra le determinanti del modello sarà inserita anche la leva (si veda oltre, ipotesi 9), calcolata con riferimento al Tier1, che quindi supplisce al non utilizzo del CET1.

Un TEXAS ratio elevato aumenta il rischio sistematico. Il capitale netto è considerato al netto degli intangibili, asset di dubbia e incerta valorizzazione, che differiscono tra banche anche in funzione delle strategie di crescita, esterne piuttosto che interne (avviamenti).

##### *H6. Non ci si aspetta una relazione significativa tra rischio sistematico e inefficienza operativa.*

In linea con lo studio di Baele *et al.* (2007), le banche che possiedono migliori tecnologie e hanno un management più abile saranno percepite come meno rischiose dal mercato, ma l'inefficienza dovrebbe aumentare il rischio specifico e non influenzare il rischio sistematico.

##### *H7. L'incidenza di asset di discrezionale valutazione/dubbia realizzabilità accresce il beta.*

Per quanto riguarda le attività opache, si ritiene che un'alta incidenza di queste non sia gradita dal mercato. L'opacità che caratterizza gli attivi intangibili è legata ai criteri di misurazione del loro valore nel momento di iscrizione in bilancio. Tale valore viene spesso determinato mediante modelli che utilizzano parametri non direttamente osservabili sul mercato e che quindi comportano stime.

##### *H8. L'incidenza dei derivati aumenta il beta.*

Sia perché attività ad elevato rischio (amplificato rispetto al rischio del sottostante su cui sono emessi), sia per l'opacità nella loro rilevazione e valutazione in bilancio. Il dato è disponibile solo per alcune banche (questo è il motivo principale della notevole riduzione del campione). È evidente che in alcuni casi i derivati sono fisiologicamente utilizzati per obiettivi di *hedging* del portafoglio della banca, ma non si è in grado evidentemente di distinguere tra derivati per ridurre il rischio e derivati per il *trading*, anche speculativo.

##### *H9. La leva aumenta il rischio sistematico.*

L'indicatore di leva (misurato come rapporto tra attivo netto e Tier1) scartato da Basilea II perché ritenuto rozzo, ha dimostrato maggiore potere previsionale (BCBS, 2014) dell'insolvenza della banca rispetto ad altri indicatori più diffusi, come per esempio il CET1, nella crisi recente. Non è un caso che sia stato re-introdotto da Basilea III nel set degli indicatori da presidiare.

Va notato, tuttavia, che la leva delle banche non ha lo stesso significato economico della leva finanziaria per le imprese non finanziarie; molti studi sul beta fondamentale delle banche non la inseriscono tra le variabili esplicative o, quando lo fanno, ottengono coefficienti non statisticamente significativi: si vedano per esempio Haq e Heaney (2012) e Leung *et al.* (2015).

Inoltre, la leva potrebbe influenzare il rischio specifico e non il rischio sistematico: se la banca monitora il rischio totale, l'effetto sul rischio sistematico potrebbe avere segno invertito (maggiore rischio sistematico indurrebbe strategie a minore grado di leva). In aggiunta, il legame con il beta potrebbe essere sporcato dal legame della leva con i rendimenti, empiricamente rilevato, nonché assorbito

dall'effetto dimensione, dato che le banche aumentano dimensione e rischio aumentando la leva (Bhagat *et al.*, 2015).<sup>6</sup>

## 2.2. Il campione

Il campione originario è costituito da 149 banche quotate europee, nel periodo 2006-2015 (campione bilanciato: 10 osservazioni annuali per ciascuna banca), per un totale di 1490 osservazioni banca-anno.

In particolare, dall'universo delle banche quotate della base dati utilizzata (Thompson Reuter Eikon – Datastream Equities e Worldscope Fundamentals) sono state selezionate solo le banche che hanno il primo SIC code (cioè l'attività con maggiore incidenza sui ricavi) pari a 6029 (*Commercial Banks, NEC*) o 6022 (*State Commercial Banks*) o 6035 (*Savings Institutions, Federally Chartered*), che individua le c.d. casse di risparmio (in particolare 1400 osservazioni banca-anno per il primo codice, 20 per il secondo e 70 per il terzo).

Va detto, comunque, che l'omogeneità del campione, per quanto attiene al business prevalente, non limita la presenza tra le attività della banca di altre linee di business.<sup>7</sup>

Le tabelle 1 e 2 riportano la composizione geografica (rispetto all'universo delle banche quotate della base dati di provenienza) e dimensionale del campione finale.

Il campione risulta molto variegato in termini di dimensione, come mostrano i due indici di dispersione. In media, l'attivo ammonta a 263 mld di euro, mentre la metà del campione ha un attivo inferiore ai 23,5 miliardi. Nonostante si tratti di banche quotate, non mancano banche di minori dimensioni: il 5% della distribuzione non supera i 2 mld di attivo e i 62 dipendenti.

Tabella 1 – Articolazione geografica del campione iniziale

	Numero banche campione	Numero banche Datastream
Austria	6	7
Belgio	2	8
Danimarca	21	22
Finlandia	2	5
Francia	18	18
Germania	9	15
Grecia	5	6
Irlanda	2	3
Italia	16	16
Paesi Bassi	2	3
Norvegia	20	23
Polonia	10	15
Portogallo	2	2
Spagna	6	8
Svezia	4	4
Svizzera	17	27
Regno Unito (UK)	7	9
<b>Totale</b>	<b>149</b>	<b>191</b>

<sup>6</sup> Anche le statistiche BCE (ECB, 2019) evidenziano un legame positivo tra leva e dimensione.

<sup>7</sup> Per esempio, i seguenti SIC codes: 6211 (*Security Brokers, Dealers, and Flotation Companies*) in 33 banche, 6282 (*Investment Advice*) in 30 banche, 6311 (*Life Insurance*) in 20 banche, ecc.

Tabella 2 – Campione iniziale per dimensione e peso dell'intermediazione creditizia

	Totale attivo (valori monetari mld euro)	Numero addetti	Incidenza crediti su totale attivo	Incidenza depositi su totale passivo
Media	263,5	17.999	72,2	52,0
Mediana	23,5	1.838	75,6	52,7
5° percentile	2,0	62	37,9	23,2
95° percentile	1.717	119.530	90,8	80,6
Coefficiente di variazione	2,62	2,35	0,23	0,34
Range interquartile/mediana	4,27	6,52	0,28	0,52

La tabella 2 mostra anche l'incidenza dell'attività di intermediazione creditizia: il campione risulta molto omogeneo sotto il profilo dell'attività principale esercitata, come confermano i due indici di dispersione. Il peso dell'attività tradizionale di raccolta del risparmio e di concessione del credito risulta predominante, in linea con la natura di banche commerciali: togliendo le code, i crediti alla clientela riguardano almeno il 40% dell'attivo e i depositi circa un quarto; per almeno metà delle banche, rispettivamente tre quarti e oltre la metà.

### 2.3. Variabili utilizzate, modello testato e metodologia statistica

Il beta in Datastream è calcolato con frequenza annua, effettuando regressioni *time series* in cui vengono regrediti 60 rendimenti logaritmici mensili (arco temporale di 5 anni) della banca considerata rispetto ad un indice di mercato locale specifico di ciascun paese (si è considerato il mercato di prima quotazione, se banche quotate in più piazze).

La tabella 3 riassume le determinanti del beta, indicando anche le relative modalità di calcolo.

Rispetto alle determinanti illustrate nel § 2.1, si sono considerate anche alcune interazioni:

- tra l'incidenza RWA e una *dummy rating*, rispettivamente *dummy\_IRB* (che assume valore 1 se l'attivo della banca è superiore a 50 miliardi di euro) e *dummy\_STD* (che assume valore 1 per gli attivi che non superano i 50 mld). La *dummy* dovrebbe distinguere tra le banche che utilizzano i rating interni per il calcolo delle attività ponderate per il rischio e quelle che utilizzano il sistema standard. Quella qui calcolata è una *proxy*, che in assenza di dati, utilizza la soglia dimensionale per indicare l'adozione o meno dei rating interni, come rilevata da un sub-campione (limitato) di banche per le quali si conosceva l'effettiva adozione dei rating interni. L'idea è quella di verificare se la distorsione nel legame tra RWA e beta possa in qualche misura dipendere dall'adozione di uno dei due sistemi di rating. Lo studio di Behn *et al.* (2016) mostra che la *probability of default* (PD) delle banche che utilizzano i rating interni è più bassa di quella delle banche che utilizzano il sistema standard. Recentemente anche il Comitato di Basilea ha evidenziato gli aspetti distorsivi dei sistemi di rating interni nella stima delle attività ponderate per il rischio, apportando i necessari correttivi;
- tra il *payout* e il TEXAS ratio e la *dummy\_CRISI*, per evidenziare se negli anni critici dell'ultima crisi finanziaria (2008-2010) gli effetti delle due determinanti fossero diversi o meno. Per esempio, potremmo aspettarci, in base alla teoria dei segnali, che la distribuzione dei dividendi negli anni di crisi possa avere un impatto più rilevante sul beta, trattandosi di segnale maggiormente credibile, oppure che l'impatto sul rischio dei crediti deteriorati possa risultare amplificato.

Si sono inoltre inserite nel modello le *dummy* PAESE (base l'Italia), come effetto fisso, e la variabile *PIL\_index* (numero indice del PIL, per paese-anno) che approssima sia l'effetto temporale, che quello macroeconomico del paese, sia in termini di ciclo che di inflazione.

Il modello generale stimato è il seguente:

$$\beta_{i,j,t} = \alpha + \varphi * [DETERMINANTI_{i,j,t}] + \varphi_{RWA} * dummy\_rating_{i,j,t} * RWA_{i,j,t} + \varphi_{TEXAS} * dummy\_crisi_{i,t} * TEXAS_{i,j,t} + \varphi_{PAYOUT} * dummy\_crisi_{i,t} * PAYOUT_{i,j,t} + \alpha_p * PAESE_j + \alpha_{p,T} * PIL\_index_{j,t} + u_{i,j,t}$$

I parametri  $\alpha$  e  $\varphi$  rappresentano rispettivamente l'intercetta e il vettore dei coefficienti delle determinanti del beta, mentre  $[DETERMINANTI]$  è la matrice delle potenziali determinanti del rischio sistematico.  $u_{i,j,t}$  è il termine di errore.

Il modello è stato stimato utilizzando i *pooled OLS*<sup>8</sup> (tramite il software GRETL): la stima degli errori (potenzialmente eteroschedastici e serialmente auto-correlati) è stata fatta usando la metodologia HAC (*Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent*) e quindi è robusta (Arellano, 2003).

## 2.4. I risultati

### 2.4.1. Statistiche descrittive

La tabella 4 riporta le statistiche descrittive del beta, la tabella 5 la matrice di correlazione e la tabella 6 le statistiche descrittive delle determinanti. Riguardano il campione complessivo delle osservazioni.

La variabilità del beta (come risulta dai due indici di dispersione) sembra accettabile per stimarne le determinanti.

Tabella 3 – Le determinanti del beta

Determinante	Sigla	Modalità di calcolo
Dimensione	SIZE	ln (totale attivo)
Grado di diversificazione	DIV	ricavi <i>non interest</i> /ricavi totali
Tasso di distribuzione dividendi	PAYOUT	dividendi pagati/utile netto
Inefficienza operativa	INEFFICIENZA	(costi operativi - accantonamenti per perdite su crediti)/ricavi totali
Grado di opacità degli attivi	OPACITÀ	attività intangibili/totale attivo
Incidenza derivati attivi	DERIVATI	derivati attivi/totale attivo
Incidenza attività ponderate per il rischio	RWA	attività ponderate per il rischio/totale attivo
Leva	LEVA	totale attivo/TIER1
TEXAS ratio	TEXAS	crediti deteriorati netti (al netto fondi accantonamento relativi)/patrimonio netto tangibile
Proxy adozione rating interni	dummy IRB	=1 se totale attivo > 50 mld
Proxy adozione rating standard	dummy STD	=1 se totale attivo ≤ 50 mld
Anni crisi	dummy_CRISI	=1 per gli anni 2008, 2009 e 2010
Numero indice PIL	PIL_index	base 2005, valori nominali
<i>Dummies</i> paese	DPAESE_Austria.....DPAESE_UK	=1 se osservazione del paese

<sup>8</sup> Effettuando le regressioni con dati panel, il test di Welch conferma intercetta comune tra i gruppi. Inoltre, si vuole stimare un modello che spieghi le variazioni sia *longitudinal* che *cross-sectional* dei beta.

Tabella 4 – Statistiche descrittive del beta

Media	0,77
Mediana	0,68
5° percentile	0,04
95° percentile	1,89
Coefficiente di variazione	0,80
Range interquartile/mediana	1,38

Tabella 5 – Matrice di correlazione

	BETA	SIZE	DIV	PAYOUT	INEFFICIENZA	OPACITÀ	RWA	DERIVATI	TEXAS	LEVA
BETA	1	0,618**	0,173**	-0,199**	0,171**	0,339**	-0,372**	0,300**	0,217**	-0,043
SIZE		1	0,068**	0,080**	0,056*	0,249**	-0,430**	0,337**	0,015	0,156**
DIV			1	0,060*	0,046	0,337**	-0,214**	0,081**	0,034	-0,266**
PAYOUT				1	-0,201**	0,033	-0,139**	-0,096**	-0,230**	0,177**
INEFFICIENZA					1	0,083**	-0,233**	0,075*	0,159**	0,203**
OPACITÀ						1	-0,123**	0,083**	0,101**	-0,126**
RWA							1	-0,242**	-0,024	-0,152**
DERIVATI								1	-0,05	0,060*
TEXAS									1	0,242**
LEVA										1

\*\* significatività pari a 0,01 (due code); \* significatività pari a 0,05 (due code).

Dalla matrice di correlazione emergono prime evidenze che confermano alcune delle ipotesi formulate: effetto positivo sul beta di dimensione, diversificazione, incidenza dei derivati, opacità degli attivi e incidenza dei crediti deteriorati. Emergono anche evidenze che sembrano confermare possibili distorsioni della ponderazione per il rischio della determinante RWA, in base alle regole di Basilea; si nota infatti che la determinante è correlata negativamente con il beta e con l'incidenza dei derivati: correlazioni che appaiono contro-intuitive. Si nota, inoltre, come le banche di maggiore dimensione abbiano una maggiore incidenza dei derivati e come la diversificazione generi maggiore opacità degli impieghi (è probabile che la diversificazione implichi acquisizioni con avviamenti). Inoltre, si vede come la distribuzione dei dividendi è ragionevolmente limitata dalla maggiore presenza di crediti deteriorati (correlazione negativa del PAYOUT con il TEXAS) e dall'incidenza dei costi operativi (correlazione negativa con INEFFICIENZA).

Non è possibile effettuare un'analisi temporale sulle statistiche descrittive delle determinanti, essendo mancanti i dati di alcuni anni e quindi non risultando omogenea nel tempo la composizione del campione.

In media i ricavi *non interest* pesano per un quarto circa del totale, con valori più elevati per Regno Unito (con l'intermediazione di mercato più spiccata) e più contenuti per Norvegia e Grecia (le statistiche descrittive delle determinanti per paese sono riportate nella tabella A.1, in appendice, omettendo le misure di dispersione perché diversa la numerosità per paese). Eliminando le code della distribuzione, si ha un range di variazione dall'8% al 57%,

confermando le differenze tra le banche del campione in termini di peso dell'attività di mercato, oltre a quella prevalente dell'intermediazione creditizia.

Tabella 6 – Statistiche descrittive delle determinanti del beta

	DIV	PAYOUT	INEFFICIENZA	OPACITÀ	DERIVATI (%)	RWA	LEVA	TEXAS	dummy IRB
Media	0,28	0,30	0,78	0,005	1,90	0,57	9,92	0,62	0,36
Mediana	0,26	0,29	0,77	0,002	0,51	0,57	7,99	0,30	0,00
5° percentile	0,08	0,00	0,61	0,000	0,00	0,22	2,02	0,03	0,00
95° percentile	0,57	0,81	0,95	0,025	7,19	0,88	23,5	2,05	1,00
Coefficiente di variazione	0,53	0,84	0,15	1,69	2,57	0,41	1,04	1,82	1,33
<i>Range</i>									
interquartile/ mediana	0,57	1,64	0,16	3,12	2,74	0,44	0,70	1,74	

Il 30% in media è il *payout*, con valori minimi per le banche greche (meno della metà) e maggiori (40%) per le banche del Regno Unito (per definizione, più esposte alla disciplina del mercato). L'incidenza dei costi operativi sull'*income* è in media pari al 78%, con valori più elevati nelle banche belghe (oltre il 90%) e minori in media nelle banche danesi. I derivati incidono solo per il 2% in media dell'attivo sull'intero campione, ma gli istituti di Regno Unito e Germania raggiungono valori medi fino a quattro volte superiori, anche se le rispettive distribuzioni mostrano un'asimmetria positiva molto evidente (quindi, la presenza di valori anomali verso l'alto).

Per quanto riguarda l'incidenza RWA, il campione ha un valore medio del 57%, e i valori maggiori si hanno nei paesi del sud Europa (Italia, Grecia, Portogallo, Spagna), dove le banche commerciali si connotano per una maggiore incidenza delle attività di intermediazione creditizia, presumibilmente penalizzate dai meccanismi di ponderazione del rischio di credito, già discussi. Si noti come questi paesi si caratterizzino anche per l'incidenza minima dei derivati attivi.

Il valore mediano della leva è di circa 8, che implica quindi un Tier1 pari al 12,5% del totale attivo. Valori molto più elevati in Norvegia e Portogallo. Valori più contenuti di Francia, Italia, Danimarca e Polonia.

Da ultimo, il TEXAS ratio assume un valore medio del 60% (ma la mediana è la metà) con valori superiori al 100% (cioè valori che implicano uno *shortfall* di capitale proprio, qualora il valore di realizzo dei NPL si azzerasse) per Grecia, Irlanda e Italia.

#### 2.4.2. I risultati della regressione

La tabella 7 riassume i risultati della regressione. Sono stati testati diversi modelli, introducendo successivamente blocchi di determinanti. Il campione finale (per mancanza dei dati di alcune determinanti) comprende 112 banche (i 5 modelli riportati nella tabella sono però direttamente confrontabili perché utilizzano le stesse osservazioni banca-anno).

I risultati mostrano che la dimensione, la diversificazione, l'incidenza dei derivati e il peso dei crediti deteriorati netti (rispetto al capitale netto) aumentano il rischio sistemico della banca, confermando quindi le ipotesi 1, 2, 5 e 8.

Il tasso di distribuzione dei dividendi, invece, lo riduce (come supposto dall'ipotesi 3), svolgendo quindi un ruolo segnalitico ai mercati sulle prospettive di utili della banca, segnale che negli anni della crisi sembra avere un impatto maggiore sul rischio percepito dal mercato: risulta, infatti, statisticamente significativo, nel modello 2, il coefficiente della variabile interazione *dummy\_CRISI\*PAYOUT*.

Sempre in linea con le ipotesi e con l'evidenza empirica internazionale, il beta non sembra influenzato dall'inefficienza operativa.

L'opacità degli attivi non mostra mai un impatto statisticamente significativo sul beta, pur essendo il segno rilevato quello atteso. Quindi l'ipotesi 7 non è verificata. Il motivo potrebbe essere duplice: da un lato, la matrice di correlazione (tabella 5) mostra un legame positivo forte della determinante con la dimensione e con la diversificazione, quindi queste due ultime determinanti potrebbero assorbirne l'effetto sul beta; dall'altro, la misura della variabile è scarsamente analitica, perché gli *intangibles* sono probabilmente categoria troppo generica e di interpretazione non univoca, ma purtroppo dati più di dettaglio, sulle singole poste componenti, non sono disponibili.

Tabella 7 – Risultati delle regressioni (pooled OLS)

	MODELLO 1	MODELLO 2	MODELLO 3	MODELLO 4	MODELLO 5
costante	-0,674704	0,0236626	-1,62594 ***	-0,357558	-1,30935 **
SIZE	0,153253 ***	0,1104 ***	0,13633 ***	0,167542 ***	0,125416 ***
DIV	0,457187	0,551611 *	0,72783 ***	0,30486	0,741111 ***
PAYOUT	-0,529938 ***	-0,423695 ***	-0,251153 ***	-0,510581 ***	-0,237620 ***
INEFFICIENZA	0,032376	0,179364	0,02363	0,261173	0,049607
OPACITA'	4,34145	3,09878	5,18250	1,5754	4,64789
RWA	-0,329487 **		-0,344415 **	-0,476150 ***	
TEXAS	0,130673 ***	0,117336 ***	0,09144 ***	0,133557 ***	0,091237 ***
DERIVATI	0,012236 *	0,0137032 **	0,01495 **	0,0121203 **	0,014859 **
LEVA	-0,00501 **	-0,005500 **	-0,00243 *		
PIL_index	-0,009067 ***	-0,009689 ***	0,00056	-0,008995 ***	0,000218
<i>dummy_IRB</i> *RWA		-0,132633			-0,320366 *
<i>dummy_STD</i> *RWA		-0,515560 **			-0,407789 **
<i>dummy_CRISI</i> *PAYOUT		-0,188305 **			-0,058716
<i>dummy_CRISI</i> *TEXAS		0,0369362			0,012436
DPAESE_Austria			0,050076		0,0624145
DPAESE_Belgio			0,78158 ***		0,800342 ***
DPAESE_Danimarca			-0,154755		-0,140595
DPAESE_Finlandia			-0,495281 ***		-0,491875 ***
DPAESE_Francia			-0,133565		-0,105568
DPAESE_Germania			-0,151470		-0,122210
DPAESE_Grecia			0,361257 ***		0,357091 ***
DPAESE_Irlanda			1,48462 ***		1,47753 ***
DPAESE_Paesi Bassi			-0,111722		-0,088375
DPAESE_Norvegia			-0,294759 ***		-0,269803 **
DPAESE_Polonia			0,17217 *		0,172561 *
DPAESE_Portogallo			0,323187 ***		0,346641 ***
DPAESE_Spagna			-0,014855		-0,01036
DPAESE_Svezia			-0,192124		-0,160551
DPAESE_Svizzera			-0,305591 **		-0,266471 *
DPAESE_UK			0,120591		0,140141
ln(LEVA)				-0,23572 ***	-0,06078
R-quadro corretto	0,4994	0,5149	0,6833	0,5181	0,6831

\*\*\* significatività = 0,01; \*\* significatività = 0,05; \* significatività = 0,10; DPAESE\_Italia base omessa.

Contrariamente all'ipotesi 9, invece, la leva non sembra influenzare il beta (nel modello 5), anche quando si è utilizzata la sua trasformata logaritmica  $-\ln(\text{LEVA})$  – per linearizzare il legame; lo è però nei modelli da 1 a 4, ma il segno è opposto a quello atteso: la spiegazione potrebbe essere nel fatto che la leva influenza il rischio specifico della banca e, quindi, se la banca monitora il suo rischio totale, in presenza di un beta maggiore, la banca riduce il rischio totale anche riducendo la leva, quindi il legame rilevato sarebbe derivato (mediato da una terza variabile) e di nesso causale opposto. Inoltre, come mostra la matrice di correlazione (tabella 5), la leva è correlata positivamente con la dimensione e quindi l'impatto sul beta potrebbe essere già assorbito da quest'ultima.

In aggiunta, è interessante notare (confrontando il modello 3 con l'1 e il modello 5 con il 4) come l'effetto della leva sul rischio sistematico sia assorbito dall'effetto paese: infatti, quando si introducono le *dummies* paese, l'impatto della leva perde di significatività in tutto o in parte; in effetti, le statistiche BCE (ECB, 2019) mostrano una caratterizzazione geografica della leva, e questo effetto fisso (quindi, a carattere strutturale), *time-invariant*, sembrerebbe prevalere nel modello, rispetto ai valori annuali della leva.

Come già notato, inoltre, la leva delle banche non ha lo stesso significato economico della leva finanziaria per le imprese non finanziarie; molti studi sul beta fondamentale delle banche non la inseriscono tra le variabili esplicative oppure, se la inseriscono, ottengono coefficienti non statisticamente significativi (Haq e Heaney, 2012 e Leung *et al.*, 2015).

Inoltre, l'effetto della leva sul beta potrebbe essere distorto dal legame di entrambe le variabili con i rendimenti di mercato dei titoli bancari. Demircuc-Kunt *et al.* (2013) hanno rilevato per le banche maggiori un effetto negativo della leva (positivo del reciproco del rapporto qui utilizzato) sui rendimenti azionari delle banche e quindi, essendo il beta legato positivamente al rendimento azionario in base al CAPM, il legame negativo della leva con il beta potrebbe essere un legame derivato.

Il legame con l'incidenza delle attività ponderate per il rischio risulta contro-intuitivamente negativo: quindi, in base al modello, le banche con rischio sistematico maggiore, secondo la percezione del mercato, risulterebbero quelle che presentano un rapporto RWA/attivo netto inferiore e, di contro, le banche con RWA più elevati sono considerate dal mercato meno rischiose. Quest'ultima evidenza conferma quanto affermato in precedenza circa le possibili distorsioni nei coefficienti di ponderazione per il rischio stabiliti dalle regole di Basilea; quando si distingue il legame in base al sistema di rating che si presume sia utilizzato dalla banca (modelli 2 e 5), la distorsione sembra maggiore per le banche che adottano il sistema standard: il coefficiente negativo, infatti, dell'effetto interazione  $\text{dummy\_STD} \times \text{RWA}$  risulta più marcato e più statisticamente significativo.

La variabile  $\text{PIL\_index}$ , nei modelli in cui è statisticamente significativa (quelli in cui non sono inseriti gli effetti fissi paese), influenza negativamente il beta: nelle economie in sviluppo, il rischio di mercato è inferiore (come è stato confermato da altri studi). Il suo impatto sul beta è tuttavia assorbito dagli effetti fissi paese, quando inseriti nella regressione; questi ultimi mostrano (rispetto all'Italia presa come base di confronto) un beta medio inferiore nei paesi nordici (Finlandia e Norvegia) e in Svizzera, e un beta mediamente più elevato in Belgio, Grecia, Irlanda, Polonia e Portogallo (paesi mediamente più volatili): i coefficienti significativi delle *dummies* paese indicate vanno interpretati come correzione dell'intercetta del modello, che resta valida per le banche italiane (*dummy* omessa) e per quelle dei paesi con coefficienti non statisticamente significativi delle *dummies* paese.

La parziale rilevanza delle *dummies* paese (8 su 16) potrebbe apparire una debolezza del modello, come se le caratteristiche del contesto economico-politico del paese di appartenenza delle banche non fossero rilevanti, se non in misura limitata. A questo proposito, bisogna tenere conto di alcuni aspetti: (i) i paesi inclusi nel campione sono tutti appartenenti all'EU a 28 paesi, con la sola eccezione delle banche svizzere. Quindi, considerando anche la natura globale dei sistemi finanziari, paesi relativamente omogenei per gli aspetti che possono avere rilevanza per il beta; (ii) i beta sono calcolati da Datastream con le classiche regressioni *time-series* tra i rendimenti dei titoli azionari bancari e quelli degli indici di mercato dei rispettivi paesi; per sua natura, quindi, la variabile dipendente non è una misura assoluta di rischio, ma una sensibilità dei rendimenti azionari all'indice di mercato del paese di appartenenza della banca: si tratta quindi di un valore relativo, teoricamente neutrale rispetto alle differenze temporali e geografiche delle osservazioni del campione. Come dire che le specificità economico-finanziarie dei diversi paesi influenzano rendimenti e volatilità dei titoli bancari e di quelli inclusi negli indici delle rispettive borse, ma non necessariamente (e comunque in misura minore) il legame tra il *true beta* e i fondamentali di bilancio; (iii) analizzando i residui del modello 5 (il più completo), non si rilevano errori sistematicamente più elevati per alcuni paesi rispetto ad altri, in particolare non per Svizzera e Regno Unito, paesi potenzialmente meno omogenei rispetto agli altri del campione considerato.

Il modello più completo (modello 5) mostra un buon potere esplicativo, spiegando oltre 2/3 della variabilità del beta (*longitudinal e cross-sectional*).

È stato anche testato il modello 5 aggiungendo, tra le determinanti, l'effetto interazione dell'anno per le variabili più direttamente influenzate dalla regolamentazione, al fine di cogliere l'impatto dovuto a modifiche regolamentari nel periodo considerato che potrebbero aver modificato l'effetto della determinante sul beta. In particolare, si sono considerati gli effetti interazione delle *dummies* anno con le variabili TEXAS, RWA e LEVA, verificando se ci fossero coefficienti statisticamente differenti per alcuni anni delle determinanti citate.

I risultati (omessi per brevità) non rilevano alcun legame statisticamente significativo.

Come test di robustezza, è stato infine stimato il modello 6 (i risultati sono riportati nella tabella A.2, in appendice), in cui sono stati aggiunti al modello 5 gli effetti fissi temporali (*dt\_anni*) al posto della variabile *PIL\_index*, al fine di controllare che non ci fosse distorsione nel modello esplicativo per effetto del possibile *clustering* per anno delle osservazioni. La regressione conferma sostanzialmente segno e significatività statistica delle determinanti del modello 5, variano lievemente i coefficienti stimati, risulta in aggiunta debolmente significativa anche l'opacità degli attivi (il segno è quello atteso) e, per quanto riguarda la dinamica temporale del beta, valori più elevati si riscontrano sia negli anni della crisi che negli ultimi 3 anni del periodo analizzato (i coefficienti delle *dummies* temporali statisticamente significativi vanno interpretati come correzioni della costante stimata con riferimento all'anno 2006, omesso). Migliora dell'1% l'R2 del modello.

### 2.4.3. Limiti dell'analisi e sviluppi futuri

Il modello del beta fondamentale qui stimato non può evidentemente essere generalizzato a categorie di banche diverse da quelle qui considerate. Si tratta, come detto in precedenza, di un modello esplicativo del beta *industry-specific*, come peraltro la letteratura sul beta fondamentale richiede. Si ritiene, infatti, che le determinanti del beta varino al variare dell'attività principale della banca, ovvero vari il loro impatto. Il campione qui considerato

include solo banche commerciali, che hanno l'attività tradizionale di intermediazione creditizia come attività principale.

Ovviamente, si potranno e dovranno stimare modelli esplicativi diversi per diverse categorie di banche.

Il modello qui stimato per le banche commerciali europee ha il vantaggio di identificare le determinanti del beta, quindi i fattori da cui dipende il rischio sistematico delle banche, e di rilevare segno ed entità del loro legame con il beta. Avrebbe anche l'utilità pratica di consentire una misura non distorta del *true beta*, per ottenere quindi stime più accurate del costo del capitale delle banche, oppure per stimare il costo del capitale delle banche non quotate, per le quali non si dispone del beta storico, ma si dispone dei fondamentali di bilancio da cui il beta dipende.

Tuttavia, per questo utilizzo più di tipo operativo (nel senso di usare i coefficienti delle variabili qui stimati), il modello andrebbe verificato su archi temporali diversi da quello di stima. Per esempio, si potrebbe comparare (come fanno BKS) la capacità predittiva del beta fondamentale, determinato utilizzando i parametri del modello qui testato, su un periodo successivo di non stima (per esempio il 2016-2019) rispetto al beta storico, sia sui singoli titoli che su portafogli ordinati in base al beta. Si tratterebbe anche di un test di robustezza utile del modello qui formulato.

Va tuttavia precisato che l'obiettivo dello studio non è quello di pervenire alla stima migliore possibile del beta storico: si sarebbe potuto ottenere questo risultato usando campioni estremamente più omogenei, al limite banche dello stesso paese ovvero stimare il modello per dati panel (ogni banca su se stessa). L'obiettivo, infatti, è individuare quale è il set dei fondamentali economico-finanziari che influenza il *true beta* delle banche, di cui il beta storico rappresenta anche esso una stima, presumibilmente distorta. Il modello deve rilevare questo errore e quindi un modello con un eccessivo potere esplicativo perderebbe il suo scopo principale. Analogamente, il modello deve essere sufficientemente generale da essere in grado di spiegare (per un insieme sufficientemente ampio di banche, purché facciano lo stesso mestiere) la variabilità nel tempo e nello spazio del beta. Si tenga anche conto del fatto che per utilizzi più direttamente operativi (per esempio nella stima del rapporto di concambio nelle fusioni), non serve una stima puntuale del costo del capitale, quanto piuttosto una scala comparativa del beta e del conseguente costo del capitale.

Lo studio condotto presenta alcuni limiti, che qui riassumiamo.

In primis, la presenza di dati mancanti: si noti come da un campione iniziale di 149 banche, si scende a 112, per la mancanza di dati di alcune determinanti per alcune banche del campione (con un minimo, tuttavia, di 5 osservazioni anno per banca), in particolare l'incidenza dei derivati e il TEXAS ratio (cfr. tabella 7).

Come detto, inoltre, potrebbero misurarsi in maniera più accurata alcune determinanti, per esempio l'opacità degli asset: la disponibilità dei dati della sezione degli impegni fuori bilancio (come fatto in alcuni studi empirici) potrebbe migliorare il potere esplicativo del modello.

Si potrebbero aggiungere nel modello anche altre variabili esplicative. Il problema, in questo caso, risiede nel rischio di collinearità tra i fondamentali economico-finanziari delle banche. La strada potrebbe essere quella di eseguire preliminarmente una *factor analysis*, volta a individuare determinanti latenti (non osservabili), espresse come combinazione lineare delle variabili indipendenti elementari osservate, in modo da regredire i fattori e non queste ultime

sul beta, scindendo in questo modo (e ricomprendendo in fattori diversi) l'effetto multiplo di alcuni fondamentali tra loro correlati.

Tuttavia, questo passaggio complicherebbe, forse inutilmente, il modello di stima del beta fondamentale, soprattutto per gli utilizzi più direttamente operativi.

### 3. Considerazioni conclusive

Dal test empirico svolto su un campione di oltre 100 banche europee nel decennio 2006-2015, risulta che la maggiore dimensione e la maggiore diversificazione degli attivi (che è favorita dall'aumento dimensionale) accrescono il rischio sistemico della banca. Questa evidenza dovrebbe suggerire ai regolatori (europei e nazionali) di correggere l'orientamento attuale che considera fusioni e acquisizioni tra banche la panacea ai mali del sistema bancario, motivandolo in termini di conseguente maggiore stabilità del sistema (Alessandrini *et al.*, 2003; Venanzi, 2018).

Come dimostrato anche da altri studi, la maggiore dimensione, in primis, incentiva comportamenti di azzardo morale da parte degli amministratori delle banche, per effetto del "*too big to fail*". Si aggiunge poi, come effetto del consolidamento sul rischio sistemico, la maggiore interdipendenza tra organizzazioni finanziarie grandi e complesse. In questo quadro, i manager sono incentivati ad assumere decisioni che aumentano il rischio della banca (a fronte di potenziali maggiori profitti), confidando nella salvaguardia pubblica.

La maggiore dimensione, inoltre: (i) determina una maggiore complicazione delle attività svolte dalla banca, e quindi maggiore difficoltà a valutare e controllare l'esposizione ai rischi, sia da parte degli amministratori che dei controllori interni e delle autorità di vigilanza; (ii) accentua i conflitti di interesse nel sistema finanziario, dipendendo la maggiore parte di essi dalla coesistenza dentro la stessa banca di funzioni le più disparate, da quelle commerciali (raccolta e impieghi alla clientela), che godono della tutela pubblica, a quelle più rischiose quali l'asset management e il trading proprietario (Walter, 2004).

La maggiore dimensione si associa ad un mix delle attività più orientato verso attività diverse da quelle tradizionali di intermediazione creditizia (per esempio il trading), determinando una maggiore incidenza sull'*income* (la somma dei margini dell'attività bancaria) del margine non da interessi; dallo studio emerge che questa incidenza (diversificazione) risulta correlata positivamente e in maniera statisticamente significativa con il beta della banca, ovvero con il suo rischio sistematico.

Il rapporto 2018 della BCE (ECB, 2018), mostra che del campione di 119 banche di rilevanza sistemica, vigilate direttamente, il gruppo di quelle con rischio minore (in base alla classificazione SREP) presenta una maggiore incidenza dei crediti verso la clientela sul totale dell'attivo (64% vs 58%) e un minore peso dei titoli (14,5% vs 18%) e dei derivati (6,7% vs 8,9%) rispetto al gruppo di banche con rischio medio e alto.

Si aggiunga a quanto precede che la spinta alle aggregazioni avviene in presenza di un elevato grado attuale di concentrazione nel sistema bancario europeo e mondiale, accentuato paradossalmente proprio dalla crisi e dai salvataggi pubblici (6 *mega-mergers* dopo il 2007 in USA e 4 in Europa). Il quadro degli operatori bancari è inquietante per gigantismo (Mediobanca-R&S, 2014). Le 33 maggiori banche europee avevano attivi, netti da derivati, pari a due volte il PIL europeo, in media nel decennio 2004-2013 (le 13 maggiori USA il 60%). In Svizzera e Paesi Bassi le prime due banche nel 2013 avevano attivi pari a circa tre volte il PIL,

in Francia, Spagna e Regno Unito tra due volte e una volta e mezzo, in Italia uguagliavano il PIL, in Germania ne raggiungevano l'80%.<sup>9</sup> Confrontando l'attivo medio delle banche europee con l'attivo medio delle multinazionali europee non finanziarie, il rapporto è di 11,4 a 1 (Venanzi, 2018).

Da ultimo, dallo studio qui condotto emerge con chiarezza l'incapacità dei coefficienti di ponderazione per il rischio degli attivi di Basilea di misurare correttamente il rischi (o quantomeno la sua componente sistematica): il legame negativo con il beta qui rilevato conferma questa distorsione, già evidenziata da altri studi in ambito europeo.

---

<sup>9</sup> Rapportare l'attivo bancario al PIL non è del tutto corretto (trattandosi di grandezze disomogenee, fondo l'attivo e flusso il PIL), ma può dare un'indicazione di larga massima delle dimensioni raggiunte da alcuni intermediari.

## Appendice

Tabella A.1 – Statistiche descrittive delle determinanti del beta per paese

		SIZE (€ mld)	DIV	PAYOUT	INEFFICIENZA	OPACITÀ	DERIVATI (%)	RWA	LEVA	TEXAS
AUSTRIA	N	60	60	57	57	60	48	51	60	48
	media	56,88	0,26	0,17	0,77	0,01	0,95	0,61	8,49	0,57
	mediana	11,4	0,25	0,15	0,75	0,00	0,72	0,63	8,40	0,21
BELGIO	N	20	20	18	20	20	19	20	19	18
	media	368,50	0,19	0,13	0,93	0,00	1,75	0,30	11,45	0,38
	mediana	323,58	0,15	0,00	0,96	0,00	1,52	0,29	9,80	0,42
DANIMARCA	N	210	210	201	146	206	47	188	210	42
	media	186,19	0,25	0,12	0,69	0,00	3,34	0,75	6,72	0,27
	mediana	5,93	0,24	0,00	0,70	0,00	2,17	0,78	6,06	0,15
FINLANDIA	N	20	19	19	17	20	18	17	20	19
	media	6,62	0,36	0,41	0,82	0,00	1,08	0,38	9,90	0,16
	mediana	5,04	0,34	0,38	0,82	0,00	0,81	0,35	10,62	0,09
FRANCIA	N	178	179	174	172	178	171	68	178	71
	media	284,01	0,33	0,31	0,78	0,00	0,76	0,46	4,51	0,30
	mediana	156,65	0,29	0,29	0,77	0,00	0,27	0,30	2,51	0,24
GERMANIA	N	90	89	84	89	90	49	83	90	52
	media	284,54	0,29	0,30	0,84	0,00	6,91	0,44	11,91	0,52
	mediana	22,17	0,21	0,29	0,84	0,00	1,56	0,43	10,40	0,21
GRECIA	N	50	50	50	50	50	42	27	42	37
	media	60,94	0,14	0,08	0,81	0,01	1,08	0,61	10,30	2,10
	mediana	67,34	0,14	0,00	0,78	0,01	0,63	0,60	9,05	0,96
IRLANDA	N	20	20	20	20	20	18	20	20	18
	media	149,35	0,19	0,11	0,82	0,00	2,73	0,58	8,83	1,18
	mediana	150,00	0,19	0,00	0,80	0,00	2,48	0,59	8,66	1,19
ITALIA	N	158	155	151	153	158	136	155	158	151
	media	104,03	0,34	0,30	0,81	0,01	0,39	0,65	5,95	1,25
	mediana	34,86	0,32	0,31	0,81	0,01	0,17	0,68	6,12	0,85
PAESI BASSI	N	20	14	19	14	20	19	12	14	14
	media	588,52	0,22	0,26	0,89	0,01	1,08	0,48	8,78	0,47
	mediana	431,33	0,23	0,28	0,89	0,01	1,01	0,52	9,43	0,46
NORVEGIA	N	200	200	188	132	198	136	190	200	129
	media	135,6	0,15	0,44	0,78	0,00	0,95	0,60	22,71	0,38
	mediana	21,33	0,12	0,43	0,77	0,00	0,54	0,60	16,61	0,15
POLONIA	N	100	100	98	100	100	79	83	100	80
	media	71,55	0,33	0,28	0,73	0,01	2,42	0,61	6,69	0,40
	mediana	52,71	0,32	0,03	0,70	0,01	1,37	0,63	6,35	0,38
PORTOGALLO	N	20	20	20	20	20	20	20	20	20
	media	64,11	0,37	0,15	0,85	0,00	0,73	0,60	14,15	0,87
	mediana	59,79	0,35	0,00	0,84	0,00	0,65	0,60	12,03	0,35
SPAGNA	N	60	60	48	55	60	55	55	55	53
	media	361,94	0,34	0,47	0,75	0,01	1,21	0,56	7,45	0,65
	mediana	155,57	0,29	0,48	0,75	0,01	0,63	0,55	7,38	0,45
SVEZIA	N	40	40	39	40	40	34	40	40	40
	media	2922,78	0,28	0,49	0,76	0,01	1,79	0,34	7,24	0,13
	mediana	2374,40	0,27	0,49	0,76	0,01	0,77	0,33	6,89	0,10
SVIZZERA	N	170	170	163	168	163	152	98	170	142
	media	18,24	0,30	0,44	0,76	0,01	1,29	0,46	10,96	0,46
	mediana	16,77	0,23	0,44	0,74	0,00	0,35	0,50	10,58	0,23
REGNO UNITO	N	70	70	59	70	70	61	67	70	50
	media	770,56	0,41	0,41	0,79	0,01	8,69	0,45	8,71	0,28
	mediana	827,35	0,40	0,44	0,77	0,01	3,67	0,44	8,32	0,21

Tabella A.2 – Regressione con effetti fissi temporali

	MODELLO 6	
costante	-1,64310	***
SIZE	0,131408	***
DIV	0,711767	***
PAYOUT	-0,212999	**
INEFFICIENZA	0,136499	
OPACITA'	5,50989	*
RWA		
TEXAS	0,0662656	**
DERIVATI	0,0146475	**
LEVA		
PIL_index		
dummy_IRB*RWA	-0,241429	
dummy_STD*RWA	-0,326128	**
dummy_CRISI*PAYOUT		
dummy_CRISI*TEXAS		
DPAESE_Austria	0,063617	
DPAESE_Belgio	0,769362	***
DPAESE_Danimarca	-0,159047	
DPAESE_Finlandia	-0,438458	***
DPAESE_Francia	-0,144111	
DPAESE_Germania	-0,133034	
DPAESE_Grecia	0,322532	***
DPAESE_Irlanda	1,45924	***
DPAESE_Paesi Bassi	-0,146165	
DPAESE_Norvegia	-0,322497	***
DPAESE_Polonia	0,144677	
DPAESE_Portogallo	0,329567	***
DPAESE_Spagna	-0,035982	
DPAESE_Svezia	-0,193794	
DPAESE_Svizzera	-0,291991	*
DPAESE_UK	0,104851	
ln(LEVA)	-0,038381	
dt_2007	-0,041752	
dt_2008	0,12061	**
dt_2009	0,139696	**
dt_2010	0,103185	*
dt_2011	0,065485	
dt_2012	0,129624	**
dt_2013	0,23062	***
dt_2014	0,196625	***
dt_2015	0,176772	***
R-quadro corretto	0,6904	

\*\*\* significatività = 0,01; \*\* significatività = 0,05; \* significatività = 0,10; DPAESE\_Italia = base omessa; dt\_2006 = base omessa.

## Bibliografia

- Alessandrini P., Papi L. e Zazzaro A. (2003), "Banche, territorio e sviluppo", *Moneta e Credito*, 56 (221), pp. 3-42.
- Ang J.S., Chua J.H. e McConnell J.J. (1982), "The Administrative Costs of Corporate Bankruptcy: A Note", *The Journal of Finance*, 37, pp. 219-226.
- Angelini P. (2016), "Le modifiche del quadro regolamentare e le sfide per le banche italiane", Convegno ABI "Unione Bancaria e Basilea 3 – Risk and Supervision", Roma, 21 giugno.
- Arellano M. (2003), *Panel Data Econometrics*, Oxford: Oxford University Press.
- Baele L., De Jonghe O. e Vennet R.V. (2007), "Does the Stock Market Value Bank Diversification?", *Journal of Banking & Finance*, 31 (7), pp. 1999-2023.
- Bhagat S., Bolton B. e Lu J. (2015), "Size, Leverage, and Risk-Taking of Financial Institutions", *Journal of Banking and Finance*, 59, pp. 520-537.
- Barbaresco G. (2015), "Zibaldone su banche, Stato e regolamentazione" – Relazione Convegno ABI "La ristrutturazione delle banche e dei sistemi finanziari nell'area Euro", Roma, 28 gennaio.
- Baselga-Pascual L., Trujillo-Ponce A. e Cardone-Riportella C. (2015), "Factors Influencing Bank Risk in Europe: Evidence from the Financial Crisis", *North American Journal of Economics and Finance*, 34, pp. 138-166.
- BCBS – Basel Committee on Banking Supervision (2014), *Basel III Leverage Ratio Framework and Disclosure Requirements*, Basilea: Bank for International Settlements, disponibile alla URL: <https://www.bis.org/publ/bcbs270.pdf>
- Beaver W.H., Kettler P. e Scholes M. (1970), "The Association Between Market Determined and Accounting Determined Risk Measures", *The Accounting Review*, 45 (4), 654-682.
- Behn M., Haselmann R. e Vig V. (2016), "The Limits of Model-Based Regulation", *ECB Working Paper Series*, n.1928, Frankfurt a.M.: European Central Bank.
- Ben Jabra W., MighriZ. e Mansouri F. (2017), "Determinants of European Bank Risk during Financial Crisis", *Cogent Economics & Finance*, 5, pp. 2-20.
- Bharati R., Gupta M. e Nanisetty P. (1998), "Are Dividends Smoothed Signals of Earnings Asymmetry? An Empirical Investigation", *International Journal of Business*, 3 (2), pp. 1-18.
- Bildersee J.S. (1975), "The Association between a Market-Determined Measure of Risk and Alternative Measures of Risk", *The Accounting Review*, 50 (1), pp. 81-98.
- Black F., Jensen M.C. e Scholes M. (1972), "The Capital Asset Pricing Model: Some Empirical Tests", in M.C. Jensen (a cura di), *Studies in the Theory of Capital Markets*, New York: Praeger.
- Cannata F., Casellina S. e Guidi G. (2012) "Inside the Labyrinth of Basel Risk-Weighted Assets: How Not to Get Lost", *Questioni di Economia e Finanza (Occasional Papers)*, n. 132, Roma: Banca d'Italia.
- Damodaran A. (1999), "Estimating Risk Parameters", NYU Stern School of Business, disponibile alla URL: <http://people.stern.nyu.edu/adamodar/pdfiles/papers/beta.pdf>
- Damodaran A. (2009), "Valuing Financial Service Firms", NYU Stern School of Business, disponibile alla URL: <http://people.stern.nyu.edu/adamodar/pdfiles/papers/finfirm09.pdf>
- Demirguc-Kunt A. e Huizinga H. (2010), "Bank Activity and Funding Strategies: The Impact on Risk and Returns", *Journal of Financial Economics*, 98, pp. 626-650.
- Demirguc-Kunt A., Detragiache E. e Merrouche O. (2013), "Bank Capital: Lessons from the Financial Crisis", *Journal of Money, Credit and Banking*, 45 (6), pp. 1147-1164.
- DeYoung R. e Roland K.P. (2001), "Product Mix and Earnings Volatility at Commercial Banks: Evidence from a Degree of Total Leverage Model", *Journal of Financial Intermediation*, 10(1), pp. 54-84.
- ECB – European Central Bank (2018), *Supervisory Banking Statistics*, third quarter, disponibile alla URL: [https://www.bankingsupervision.europa.eu/ecb/pub/pdf/ssm.supervisorybankingstatistics\\_third\\_quarter\\_2017\\_201801.en.pdf](https://www.bankingsupervision.europa.eu/ecb/pub/pdf/ssm.supervisorybankingstatistics_third_quarter_2017_201801.en.pdf)
- ECB – European Central Bank (2019), *Supervisory Banking Statistics*, fourth quarter, , disponibile alla URL: [https://www.bankingsupervision.europa.eu/ecb/pub/pdf/ssm.supervisorybankingstatistics\\_fourth\\_quarter\\_2018\\_201904~4b71b5db1c.en.pdf](https://www.bankingsupervision.europa.eu/ecb/pub/pdf/ssm.supervisorybankingstatistics_fourth_quarter_2018_201904~4b71b5db1c.en.pdf)
- Eskew R.K. (1979), "The Forecasting Ability of Accounting Risk Measures: Some Additional Evidence", *The Accounting Review*, 54 (1), pp. 107-118.
- Fama E.F. e Blasiak H. (1968), "Dividend Policy: An Empirical Analysis", *Journal of the American Statistical Association*, 63 (324), pp. 1132-1161.
- Fama E.F. e French K.R. (1992), "The Cross-Section of Expected Stock Returns", *The Journal of Finance*, 47 (3), pp. 427-465.
- Fama E.F. e French K.R. (1993), "Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds", *Journal of Financial Economics*, 33 (1), pp. 3-56.
- Fama E.F. e MacBeth J.D. (1973), "Risk, Return and Equilibrium: Empirical Tests", *Journal of Political Economy*, 81 (3), pp. 607-636.
- Gu Z. e Kim H. (1998), "Casino Firms' Risk Features and Their Beta Determinants", *Progress in Tourism and Hospitality Research*, 4 (4), pp. 357-365.

- Haq M. e Heaney R. (2012), "Factors Determining European Bank Risk", *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 22 (4), pp. 696-718.
- Jarvela M., Kozyra J. e Potter C. (2009), "The Relationship between Market and Accounting Determined Risk Measures: Reviewing and Updating the Beaver, Kettler, Scholes (1970) Study", *College Teaching Methods & Styles Journal*, 5 (1), pp.1-10.
- Leung W.S., Taylor N. e Evans K.P. (2015), "The Determinants of Bank Risks: Evidence from the Recent Financial Crisis", *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 34 (1), pp. 277-293.
- Lintner J. (1956), "Distribution of Incomes of Corporations Among Dividends, Retained Earnings, and Taxes", *The American Economic Review*, 46 (2), pp. 97-113.
- Lintner J. (1965), "Security Prices, Risk, and the Maximal Risk from Diversification", *The Journal of Finance*, 20 (4), pp. 587-615.
- Mediobanca-R&S (2014), Dati cumulativi delle principali banche internazionali, [www.mbres.it](http://www.mbres.it), disponibile alla URL: [http://www.ricerchestudi.it/sites/default/files/resources/download\\_it/rs\\_Banche14.pdf](http://www.ricerchestudi.it/sites/default/files/resources/download_it/rs_Banche14.pdf)
- Modigliani F. e Miller M.H. (1958), "The Cost of Capital, Corporation Finance, and the Theory of Investment", *The American Economic Review*, 48 (3), pp. 261-297.
- Roll R. (1977), "A Critique of the Asset's Pricing Theory's Tests: Part I", *Journal of Financial Economics*, 4 (2), pp. 129-176.
- Shan Y., Taylor S.L., Walter T.S. (2013), "Fundamentals or Managerial Discretion? The Relationship between Accrual Variability and Future Stock Return Volatility", *Abacus*, 49 (4), pp. 441-475.
- Sharpe W.F. (1964), "Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk", *The Journal of Finance*, 19 (3), pp. 425-442.
- Stever R. (2007), "Bank Size, Credit and the Sources of Bank Market Risk", *BIS Working Papers*, n. 238, Basilea: Bank of International Settlements.
- Stiroh K.J. (2004), "Diversification in Banking: is Noninterest Income the Answer?", *Journal of Money, Credit and Banking* 36 (5), pp. 853-882.
- Stiroh K.J. (2006), "A Portfolio View of Banking with Interest and Noninterest Activities", *Journal of Money Credit and Banking*, 38 (5), pp. 1351-1361.
- Stiroh K.J., Rumble A. (2006), "The Dark Side of Diversification: The Case of U.S. Financial Holding Companies", *Journal of Banking & Finance*, 30 (8), pp. 2131-2161.
- Titman S. e Wessels R. (1988), "The Determinants of Capital Structure Choice", *The Journal of Finance*, 43 (1), pp. 1-19.
- Walter I. (2004) "Conflicts of Interest and Market Discipline among Financial Service Firms", *European Management Journal*, 22 (4), pp. 361-376.
- Warner J.B. (1977), "Bankruptcy Costs: Some Evidence", *The Journal of Finance*, 32 (2), pp. 337-347.
- Venanzi D. (2016), "Banche: fusioni e worst practices nella valutazione", *Economia e politica-Rivista on line*, 8 (12)
- Venanzi D. (2017), ""Banche italiane: che sofferenze!", *Economia e politica-Rivista on line*, 9(14)
- Venanzi D. (2018), "Banche e falsi miti", *Critica Marxista*, 2, pp. 17-28.