



Economia Aziendale Online

## Economia Aziendale Online

Business and Management Sciences  
International Quarterly Review

*LA VALUE RELEVANCE DELLE INFORMAZIONI DI  
BILANCIO SUI CREDITI DETERIORATI: IL CASO  
DELLE BANCHE ITALIANE*

Salvatore Loprevite, Bruno Ricca

Pavia, Novembre 2016  
Vol. 7 - N. 3/2016

[www.ea2000.it](http://www.ea2000.it)  
[www.economiaaziendale.it](http://www.economiaaziendale.it)



PaviaUniversityPress

---

Electronic ISSN 2038-5498  
Reg. Trib. Pavia n. 685/2007 R.S.P.



## La *value relevance* delle informazioni di bilancio sui crediti deteriorati: il caso delle banche italiane

Salvatore Loprevite, Bruno Ricca

### Abstract

Il presente lavoro, basandosi sulle applicazioni della *value relevance analysis*, mira a stimare con riferimento alle banche quotate italiane la *relevance* per gli investitori delle due principali categorie di crediti deteriorati: *sofferenze* e *inadempienze probabili* (già *incagli*).

La crisi economico-finanziaria esplosa nel 2008 ha determinato, tra le altre conseguenze, un incremento esponenziale dei crediti deteriorati nei bilanci bancari. Le svalutazioni di tali attività iscritte a conto economico hanno eroso i risultati reddituali dei vari esercizi, mentre la parte non coperta – costituita dai valori netti iscritti nell'attivo dello stato patrimoniale – ha rappresentato, di anno in anno, un potenziale fattore di riduzione dei redditi futuri comunicato in bilancio ai terzi. Conseguentemente, si è largamente diffusa l'opinione che tali partite abbiano costituito (unitamente agli altri fattori di mercato o specifici di ciascuna banca) una variabile che ha inciso sul crollo delle quotazioni di borsa dei titoli bancari in Italia. Non sono state, tuttavia, proposte indagini volte a testare sul piano analitico tale relazione negli anni della crisi.

I risultati dell'indagine mostrano l'esistenza di una significativa relazione statistica e consentono di affermare, sul piano aziendale, che la maggiore o minore capacità dimostrata dalle banche italiane nella gestione del *rischio di credito* ha avuto indubbi riflessi sul valore di mercato dei titoli.

This paper, based on the applications of the *value relevance analysis*, aims to assess the relevance for the investors of the *non-performing loans* with reference to listed Italian banks.

The economic and financial crisis that broke out in 2008 has brought an exponential increase of *non-performing exposures* disclosed in the financial bank statements. The impairment losses of such assets recognized in the income statement reduce net income, while the net value presented in the balance sheet is a potential reduction of future income displayed, year by year, in the financial statement. Consequently, it is believed that the *non-performing exposures* (together with other market factors or specific to each bank) are a variable that caused the fall in stock prices of bank shares in Italy. There are not, however, researches aiming at testing this relation during the period of crisis.

Our research outcomes show that there is a significant statistical association and allow us to say that the capacity shown by banks in *credit risk* management had an impact on the market value of Italian banking shares.

**Keywords:** Value relevance, non-performing exposures, crediti deteriorati, banche italiane

### 1 – Introduzione

La letteratura aziendale in tema di *value relevance* delle informazioni contabili è ricca di contributi che hanno dimostrato l'esistenza di una significativa associazione statistica tra le due principali grandezze di

sintesi del bilancio di esercizio e i valori di mercato delle imprese, incluse quelle finanziarie.

Se si osserva la realtà del settore bancario in Italia nell'ultimo decennio, si rileva che:

Salvatore Loprevite

Dipartimento di Scienze della Società e della Formazione d'Area Mediterranea

Università Dante Alighieri di Reggio Calabria

E-mail: loprevite@unistrada.it

Bruno Ricca

Dipartimento di Economia

Università degli Studi di Messina

E-mail: bricca@unime.it

The paper is the result of a joint effort of the two authors. In particular, Salvatore Loprevite wrote sections 1, 2 and 3.2; Bruno Ricca wrote sections 3.1, 3.3 and 4; both authors wrote section 5.

- sul fronte dei risultati di bilancio, essenzialmente a causa della perdurante crisi economica, le banche hanno prodotto considerevoli perdite che hanno determinato l'assorbimento delle masse patrimoniali, fino a obbligare numerosi istituti di credito a ingenti operazioni di ricapitalizzazione;

- nel mercato finanziario, si è registrato un vero e proprio crollo delle quotazioni dei titoli degli istituti di credito, il cui valore in alcuni casi è giunto quasi fino a polverizzarsi.

Il legame tra risultati di bilancio e valori di mercato dei titoli, quindi, sembra emergere persino sul semplice piano intuitivo ancor prima che con dimostrazioni scientifiche di tipo analitico.

Sebbene generalizzati, tuttavia, gli effetti della crisi economica hanno impattato in varia misura e si sono manifestati con differente entità su alcuni tipici aggregati di valori nei bilanci delle banche, a ragione della capacità dei singoli istituti di credito di presidiare taluni processi di produzione economica e di contenerne i rischi. Tra le altre, differenze sono riscontrabili sui livelli delle esposizioni deteriorate (*non-performing exposures*) iscritte in bilancio, il cui maggiore o minore peso, a parità delle altre condizioni, è il frutto della capacità delle singole banche di gestire adeguatamente il *rischio di credito*.

Quale fondamentale condizione di economicità aziendale degli istituti bancari, il *rischio di credito* costituisce un importante riferimento per gli investitori, sia perché fornisce elementi di giudizio sulla capacità del management di presidiare adeguatamente il principale processo di creazione di valore della banca – qual è appunto l'erogazione del credito – sia per l'effetto negativo che i crediti deteriorati, espressione plastica del *rischio di credito*, giocano sulla redditività attuale e prospettica delle banche.

Da tale ultimo punto di vista, e in prospettiva generale<sup>1</sup>, si può evidenziare che i crediti deteriorati impattano negativamente sui futuri risultati economici delle banche in relazione:

- al grado di copertura di queste posizioni già realizzato, espresso dal rapporto tra la consistenza accumulata delle rettifiche di valore iscritte a conto economico e l'ammontare lordo delle posizioni deteriorate (*coverage ratio*);

- alle concrete possibilità di recupero;

- ai presumibili tempi di realizzo, che incidono inversamente sul valore di questi *asset* (Ciavoliello et al., 2016).

Le scelte degli investitori, e conseguentemente le quotazioni di borsa, scontano le attese sugli utili futuri.

ri. Sicché, il potenziale impatto sui redditi futuri esercitato dai crediti deteriorati non ancora coperti mediante svalutazioni di conto economico consente, in chiave logica, di supporre l'esistenza di una correlazione negativa tra il valore netto delle esposizioni deteriorate e il valore di borsa dei titoli bancari. Proprio per questo motivo, su un piano generale e con sempre maggiore frequenza, gli studiosi e la stampa economica divulgativa indicano nella crescita esponenziale dei crediti deteriorati uno degli elementi che hanno inciso sul crollo delle quotazioni di borsa dei titoli bancari in Italia negli ultimi anni. Tuttavia, non sono state ancora proposte ricerche scientifiche per la determinazione analitica di questa relazione.

I modelli econometrici tradizionalmente impiegati negli studi sulla *value relevance* delle informazioni contabili, oltre che applicabili alle principali grandezze di sintesi (reddito netto, *comprehensive income*, capitale netto) o intermedie del bilancio di esercizio (Ebit, Ebitda, ecc.), consentono di stimare la rilevanza per gli investitori di particolari aggregati, classi di valori o singole voci dei documenti periodici d'informativa contabile, favorendo per tale via utili approfondimenti sul peso attribuito dagli investitori a specifiche grandezze contabili espressive di peculiari profili della *performance aziendale*.

Il presente lavoro, facendo leva su queste potenzialità applicative delle tecniche di valutazione della *value relevance* delle informazioni contabili, propone un'analisi volta a stimare il ruolo giocato dai crediti deteriorati sulla determinazione del valore di mercato delle imprese bancarie quotate alla borsa valori di Milano. Per questa via, il lavoro intende colmare il *gap* conoscitivo sul punto che caratterizza gli studi economico-aziendali riferiti alla realtà italiana, i quali – come già detto – non registrano ancora lavori volti a esaminare analiticamente tale relazione attraverso le applicazioni della *value relevance analysis*.

L'indagine è condotta su 21 imprese bancarie quotate alla borsa valori di Milano<sup>2</sup> per gli anni dal 2006 al 2014.

Il lavoro è strutturato nel modo seguente.

Nel secondo paragrafo si presenta una breve rassegna della principale letteratura sulla *value relevance* delle informazioni contabili. Lo scopo, oltre che d'inquadrare il lavoro nell'ambito di questi studi, è quello di presentare sinteticamente i risultati delle ricerche condotte (con applicazioni della *value relevance analysis*) sui *non-performing loans* nel contesto internazionale e, al contempo, di evidenziare la mancanza di lavori sul tema specifico riferiti al contesto italiano.

<sup>1</sup> Ahmed et al. (1999) hanno esaminato la relazione anche sul piano empirico, dimostrando analiticamente che le rettifiche su crediti iscritte nei bilanci bancari sono negativamente correlate agli utili futuri.

<sup>2</sup> Per maggiori dettagli sulla lista delle imprese bancarie selezionate per l'indagine, si rimanda al successivo paragrafo 3.1.

Il terzo paragrafo espone in dettaglio la struttura dell'indagine: base dati; ipotesi di ricerca, metodologie e modelli di analisi dei dati.

Nel quarto paragrafo sono presentati i risultati dell'indagine empirica.

Il quinto paragrafo, che chiude il lavoro, traccia alcune considerazioni conclusive in chiave economico-aziendale sui risultati ottenuti.

## 2 – Breve review della letteratura e inquadramento del lavoro

In questo paragrafo si propongono alcune considerazioni finalizzate a inquadrare il lavoro negli studi sulla *value relevance* delle informazioni contabili e ad evidenziare il contributo che esso fornisce allo sviluppo della letteratura.

Com'è noto, sul finire degli anni '60 i lavori di Ball e Brown (1968) e di Beaver (1968) hanno dato impulso al cosiddetto filone di studi sulla *Capital Market Research in Accounting*, vasto complesso di ricerche empiriche sulle relazioni tra il mercato dei capitali e le informazioni contabili comunicate dalle imprese che, nel corso del tempo, si è sviluppato lungo quattro principali direttrici (Kothari, 2001):

- verifiche dell'efficienza del mercato finanziario (Fama 1970 e 1991);

- studi sulla cosiddetta *fundamental analysis* per la stima del valore del capitale basata sulle informazioni di bilancio e l'individuazione dei cosiddetti *titoli mispriced* (Fama e Miller 1972; Beaver et al., 1980; Lev and Thiagarajan 1993);

- impatto delle regole contabili sulle variazioni del prezzo dei titoli, anche al fine di spiegare e prevedere l'evoluzione della prassi aziendale in materia di accounting (Watts e Zimmerman, 1986);

- *disclosure regulation* (Holthausen and Watts, 2001).

Gli studi sulla *value relevance* delle informazioni contabili – basati su un'ipotesi di efficienza semi-forte dei mercati dei capitali e caratterizzati variamente per finalità, obiettivi e metodologie d'indagine – verificano l'esistenza di un'associazione statisticamente significativa tra il valore di mercato dei titoli (o il rendimento degli stessi) e determinati valori di bilancio, al fine di stabilire se questi ultimi compendiano informazioni utilizzate dagli investitori per fondare le proprie decisioni d'investimento. Sul piano analitico, la relazione tra il valore di mercato dei titoli e i valori contabili (*price model*) – oppure tra il rendimento dei titoli e i valori contabili (*return model*) – è effettuata prevalentemente con regressioni che si basano sull'originale modello proposto da Ohlson (Ohlson, 1995).

Non rientra tra le finalità di questo scritto, sia perché non utile per gli scopi conoscitivi perseguiti

sia perché l'esame è già stato più volte condotto in letteratura<sup>3</sup>, analizzare potenziali finalità, metodologie e classificazioni degli studi sulla *value relevance* delle informazioni contabili. Con il solo scopo di favorire l'inquadramento del presente lavoro nell'ambito di queste ricerche, ci si limita a ricordare che una fondamentale classificazione distingue gli studi sulla *value relevance* in due grandi categorie:

- *event studies* (detti anche *information content studies*), che indagano gli effetti sugli scambi e sulla volatilità dei valori dei titoli che siano diretta reazione del mercato all'evento costituito dalla comunicazione delle informazioni contabili;

- *association studies*, che puntano a verificare l'esistenza più generale, e usualmente riferita a un lungo periodo di tempo, di una relazione tra i valori di bilancio e il valore (o il rendimento, nei modelli *return*) dei titoli azionari.

Gli *association studies*, a loro volta, sono stati classificati in vario modo in relazione alle finalità perseguite e alla metodologia utilizzata (Holthausen e Watts, 2001; Barth, Beaver e Landsman, 2001), alle variabili impiegate nei modelli di regressione (Beaver, 2002), alle modalità d'interpretazione dei risultati (esame dell'*R<sup>2</sup>adj*, esame dei coefficienti delle diverse variabili, ecc.), o con riferimento ad altri elementi<sup>4</sup>.

Il presente lavoro s'inquadra negli *association studies*, con una prospettiva che è in parte tipica dei cosiddetti *relative association studies*, cioè quegli studi che «effettuano valutazioni comparative testando quale, tra diversi valori di bilancio, presenta una migliore relazione con i prezzi o con i rendimenti del titolo cui si riferiscono» (Mechelli, 2013), e in parte tipica degli *incremental association studies*, che «si occupano di indagare se un dato valore di bilancio apporti informazioni aggiuntive, rispetto a quelle già esistenti, per spiegare i prezzi o i rendimenti dei titoli» (Mechelli, 2013).

L'unione delle due prospettive (*Relative+Incremental association studies*) non è una caratteristica peculiare di questo scritto perché, come evidenziato dalla dottrina, essa caratterizza una parte consistente degli studi sulla *value relevance* delle informazioni contabili (Fornaciari, 2013).

In ambito internazionale, sono stati prodotti numerosi lavori sulla *value relevance* dei dati contabili che hanno testato la relazione tra le informazioni di

<sup>3</sup> Per una panoramica complessiva degli studi sulla *value relevance* delle informazioni contabili si può utilmente fare riferimento, tra gli altri, a: M. E. Barth et al., 2001; S. P. Kothari, 2001; J. A. Ohlson, 2001; L. Courteau, 2008; A. Devalle, 2010; L. Fornaciari, 2013; A. Mechelli, 2013.

<sup>4</sup> Per una rassegna delle principali classificazioni degli studi sulla *value relevance* delle informazioni contabili cfr. L. Fornaciari (2013), pag. 37 e segg.

bilancio sui crediti bancari e il valore di mercato dei titoli. Questi lavori s'inquadrano, in larga misura, nel cosiddetto filone di studi sulla *value relevance* del *fair value* dei crediti (*fair value accounting*) nel quale, com'è noto, si punta a stabilire se le valutazioni al *fair value* dei crediti nei bilanci bancari e la presentazione d'informazioni integrative sulla determinazione del *fair value* dei crediti producano un'informazione contabile qualitativamente adeguata in ottica prospettica, pertanto *relevant*, per gli investitori (tra gli altri: Barth, 1994; Beaver et al., 1996; Lev e Zhou, 2009; Beaver e Venkatachalam, 2003; Drago et al., 2013).

In questo ambito di ricerca sulla *fair value accounting*, alcuni contributi hanno proposto delle considerazioni anche in ordine alla *value relevance* dei crediti deteriorati. Beaver, Eger, Ryan e Wolfson (1989), facendo riferimento a un campione d'impresie bancarie statunitensi, e con l'intento di spiegare il differenziale tra il valore di mercato dell'*equity* e il patrimonio netto contabile, hanno esaminato (unitamente a quella relativa ad altre variabili espressive del rischio di tasso d'interesse) la *value relevance* delle informazioni sull'ammontare dei crediti in sofferenza (*rischio di default* dei crediti) presentate in nota integrativa, e hanno dimostrato che a una maggiore *disclosure* su tali variabili si associa una maggiore rilevanza delle informazioni. Barth, Beaver e Landsman (1996), volendo testare la rilevanza delle informazioni contabili sui crediti al variare della qualità delle misurazioni del *fair value* degli stessi (*measurement error*), hanno analizzato la relazione tra il differenziale della capitalizzazione di borsa e il patrimonio netto contabile e il *delta fair value* dei crediti e hanno anche dimostrato la *relevance* per gli investitori dei *non-performing loans* (considerate variabili esplicative della composizione delle attività del bilancio bancario). Muhammad e Lode (2015), su un campione di banche quotate nel mercato di borsa nigeriano, hanno verificato la *value relevance* di alcune classi di valori dello stato patrimoniale, tra le quali i *non-performing loans*.

Tra gli studiosi italiani, le ricerche sulla *value relevance* si sono sviluppate in tempi più recenti rispetto allo scenario internazionale degli studi economico-aziendali. Accanto alle pubblicazioni che hanno delineato la tematica in una prospettiva generale (Courteau, 2008; Devalle, 2010; Fornaciari, 2013; Mechelli, 2013), sono stati presentati altri lavori – riferiti principalmente al contesto nazionale e, in misura minore, a quello europeo – ispirati da finalità specifiche d'indagine. Un filone significativo dei contributi prodotti in ambito nazionale è costituito dalle ricerche volte a esaminare gli effetti sulla rilevanza delle informazioni contabili espliciti dall'introduzione dei principi contabili internazionali IAS/IFRS (tra gli altri: Pavan e Paglietti 2011; Mechelli, 2012; Azzali et al., 2012; Cordazzo, 2013; Devalle et al., 2015). Sono stati affrontati altri peculiari problemi di ricerca, qua-

li: la *value relevance* delle risorse immateriali e delle Spese di Ricerca e Sviluppo (Lucianetti e Cocco, 2011; Liberatore et al., 2015); la *value relevance* dei valori contabili dopo la crisi finanziaria (Veltri e Silvestri, 2011); la *value relevance* dell'*other comprehensive income* (Mechelli, 2011; Veltri e Silvestri, 2012); la *value relevance* degli indicatori di bilancio (Dainelli e Visconti, 2014); la *value relevance* delle informazioni sui processi e i sistemi aziendali anticorruzione (Fazzini e Dal Maso, 2015). Meno consistente in campo nazionale è il numero di ricerche sulla *value relevance* delle informazioni contabili riferite al settore bancario o finanziario. Silvestri e Veltri (2012) hanno testato, su un campione d'impresie del settore finanziario (banche, impresie di assicurazione e altre impresie finanziarie), la *value relevance* del *book value*, degli *earnings* e delle previsioni degli analisti sugli utili futuri. Carnevale et al. (2010 e 2012) hanno esaminato la *value relevance* del bilancio sociale con riferimento a un campione di banche europee. Agostino et al. (2010) hanno analizzato la *value relevance* degli IFRS nel settore bancario europeo. Mechelli e Cimini (2013) hanno studiato la *value relevance* del *comprehensive income* e delle sue componenti nelle banche e nelle altre istituzioni finanziarie europee. Allini et al. (2012) hanno condotto uno studio su un campione di banche italiane quotate volto a testare la *value relevance* delle informazioni sugli strumenti finanziari richieste dall'IFRS 7, dimostrando l'esistenza di una correlazione positiva tra il valore di mercato delle banche e il livello di *disclosure* sui rischi. Nel suo ultimo rapporto sulla stabilità finanziaria riferito al periodo gennaio 2015-marzo 2016, per la prima volta dall'inizio della crisi Banca d'Italia ha considerato alcuni valori di bilancio, tra i quali la quota dei crediti deteriorati, tra le variabili che possono interpretare il rendimento medio dei titoli bancari (Banca d'Italia, 2016). In particolare, dopo aver proposto un modello econometrico volto a stimare il rendimento dei titoli bancari sulla base del rendimento del portafoglio di mercato misurato con l'indice Euro Stoxx 50, l'Organo di vigilanza ha regredito l'intercetta  $\alpha$  (che nel modello proposto "assorbe" la parte del rendimento non spiegato dal mercato) su alcuni valori di bilancio delle banche, facendo emergere l'esistenza di una correlazione negativa tra il rapporto prestiti deteriorati/totale dei prestiti e il rendimento dei titoli bancari.

Dalle considerazioni esposte nelle note precedenti, emerge che il tema della *value relevance* delle informazioni di bilancio sui crediti deteriorati è stato esaminato in alcuni lavori di matrice internazionale, ma non è stato ancora considerato nella letteratura nazionale sulla *value relevance* delle informazioni contabili. E ciò nonostante sia sempre più diffusa, sul piano generale, l'idea che la crescita dei crediti deteriorati presenti un legame con l'andamento negativo

dei valori di borsa delle banche italiane nel periodo della crisi economica.

Per tali motivi, riteniamo che il presente lavoro fornisca un contributo allo sviluppo della letteratura nazionale sul tema della *value relevance* delle informazioni contabili, trovando giustificazione sul piano scientifico.

### 3 – La struttura dell’indagine

#### 3.1 – La base dati

Al fine di verificare la *value relevance* dei crediti deteriorati sul valore di mercato delle imprese bancarie quotate alla borsa valori di Milano, sono state selezionate 21 banche su un totale di 23 quotate.

La lista delle 23 imprese bancarie quotate è stata ottenuta considerando:

- 17 istituti di credito che, nella classificazione settoriale proposta nel sito ufficiale della borsa italiana ([borsaitaliana.it](http://borsaitaliana.it)) per i titoli azionari, compongono l’intera sub-categoria “Banche” all’interno del macrosettore “Finanza”;

- 6 istituti di credito che, pur essendo inclusi da Borsa Italiana nelle altre sub-categorie del macrosettore “Finanza” (in particolare, quella denominata “Servizi finanziari”), svolgono attività bancaria<sup>5</sup>.

Da questo totale sono state escluse 2 banche: la prima perché quotata soltanto nel 2014 e la seconda perché avente il periodo amministrativo non coincidente con l’anno solare, giungendo così a 21 banche selezionate per l’indagine.

I dati contabili (*Patrimonio netto*, *Reddito netto* e *Crediti deteriorati al netto delle svalutazioni*) sono stati desunti direttamente dai bilanci pubblicati dalle imprese. I dati sul valore di mercato dei titoli, invece, sono stati tratti dai report mensili sulle capitalizzazioni delle imprese quotate forniti da borsa italiana ([borsa italiana.it](http://borsa italiana.it)).

Il periodo di riferimento dell’indagine comprende un arco temporale di 9 anni che va dal 2006, primo anno di applicazione dei principi contabili internazionali IAS/IFRS, al 2014, ultimo esercizio di disponibilità dei bilanci al momento d’avvio della nostra ricerca.

Nel *dataset* si registra una modesta presenza di valori mancanti (2,7% rispetto al totale dei dati) che non è stato possibile trattare mediante una procedura di riponderazione basata su informazioni provenienti da altre fonti esterne (Kalton e Kasprzyk, 1982 e 1986), come solitamente fatto negli studi sulla *value*

*relevance* dei dati contabili (Fornaciari, 2013). Per ripristinare la completezza della matrice dei dati ed eliminare gli effetti distorsivi che i valori mancanti possono produrre sulle stime finali effettuate nell’ambito dell’indagine, i valori mancanti sono stati determinati mediante l’imputazione con regressione (*Predictive regression imputation*) (Rubin, 1976).

L’effetto degli *outlier* che emergono a causa delle differenti dimensioni delle imprese bancarie, noto in letteratura come *scale effect* (Easton e Sommers, 2003; Barth e Clinch, 2009), è stato mitigato dividendo le variabili delle equazioni per il “Totale attivo” dello stato patrimoniale. A tale ultimo proposito, appare opportuno evidenziare che nella letteratura sulla *value relevance* delle informazioni contabili sono stati utilizzati numerosi *deflatori* per mitigare lo *scale effect*, anche se si è dovuto riconoscere che nessuno di essi ha la capacità di risolvere completamente la problematica (Mechelli, 2013). Tra i *deflatori* impiegati, molto frequente è il ricorso al numero delle azioni. Noi non abbiamo scelto questa grandezza perché abbiamo considerato che il numero delle azioni, a parità di capitale iniziale, è inversamente proporzionale al valore nominale attribuito alle stesse e, conseguentemente, abbiamo ritenuto che alla scelta di questo *deflatore* siano associabili potenziali effetti distorsivi per i risultati dell’analisi, in relazione alle differenti scelte compiute dalle imprese in merito al valore nominale dei titoli. Il “Totale attivo”, invece, può essere considerato maggiormente espressivo della dimensione delle banche, tant’è che esso è utilizzato come variabile di scala in molte analisi relative al settore bancario (Mottura e Paci, 2009) e anche da Banca d’Italia per classificare dal punto di vista dimensionale le banche sottoposte ai differenti livelli del controllo (Mottura e Paci, 2009). Peraltro, nel nostro caso, il “Totale attivo” risulta maggiormente correlato con le variabili utilizzate nell’indagine e, quindi, può essere assunto come correlato anche con le variabili eventualmente omesse che sono causa di distorsioni (Barth e Clinch, 2009; Courteau, 2008).

#### 3.2 – Le ipotesi di ricerca

La significativa riduzione dei livelli di *performance* delle imprese bancarie cui si è assistito negli ultimi anni in Italia è, in via preminente, frutto della perdurante crisi finanziaria esplosa nel 2008. In particolare, la crisi ha pregiudicato i risultati delle banche essenzialmente attraverso tre vie:

- ha minato la solvibilità delle aziende clienti, producendo un deterioramento dei crediti bancari con conseguenti perdite e svalutazioni che hanno impattato negativamente sui risultati economici degli istituti di credito;

- ha determinato, per ragioni di ordine vario, una forte contrazione dei “volumi di operatività”, ridu-

<sup>5</sup> Si sottolinea che questi ulteriori 6 istituti selezionati ai fini dell’indagine sono considerati imprese bancarie anche nel database internazionale *Bankscope Bureau Van Dijk*.

cendo i tassi di rotazione del capitale investito e, per tale via, la redditività;

- ha causato una riduzione dei tassi d'interesse, che ha abbassato i margini realizzabili e "appesantito" ulteriormente i bilanci bancari.

A questi elementi di carattere generale si sono associati fattori specifici, riconducibili alla maggiore o minore capacità dei singoli istituti di credito di presidiare i propri processi di produzione economica. Non sempre, infatti, le banche sono riuscite a porre adeguati argini ai molteplici fattori di rischio scaturiti dall'andamento negativo dell'economia, dimostrandosi in alcuni casi incapaci di gestirne la recrudescenza.

L'incremento dei crediti deteriorati iscritti nei bilanci degli istituti di credito italiani è stato esponenziale: le sofferenze (Abi e Cerved, 2015) sono passate dal valore di 43 miliardi di Euro di settembre 2008 al valore di 200 miliardi di Euro registrato a settembre 2015 (+365% circa in sette anni). Gli incagli (Abi, 2015), per i quali di recente si è accolta la nuova definizione d'*inadempienze probabili*, sono passati dal valore di 33 miliardi di Euro di fine 2008 al valore di 113 miliardi di Euro registrato a giugno 2015 (+242% circa in sette anni). Di contro, le banche italiane hanno visto ridursi notevolmente i livelli di redditività, con un valore medio del R.O.A. che è passato da 0,91 del periodo 2004/2007 a -0,23 del biennio 2013/2014 (-126% circa) (Banca d'Italia, 2015)<sup>6</sup>.

La tabella 1 espone alcuni indicatori su dati contabili e del mercato finanziario calcolati per il gruppo d'impresе bancarie selezionate per l'indagine<sup>7</sup>.

**Tabella 1 – Andamento degli indicatori 2008/2014**

Andamento degli indicatori nel periodo 2008/2014 per il gruppo di banche selezionate ai fini dell'indagine							
	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
Capitalizzazione di borsa/Totale attivo (Tobin's Q Ratio)*	0,070	0,067	0,055	0,039	0,038	0,067	0,090
R.O.E.*	0,040	0,023	0,031	-0,149	-0,027	-0,133	-0,055
Patrimonio netto/Totale attivo	0,111	0,117	0,112	0,127	0,097	0,100	0,097
(Sofferenze nette + Incagli netti)/Totale attivo*	0,007	0,012	0,021	0,030	0,034	0,045	0,053

\* Valori medi calcolati sui dati riferiti all'intero gruppo di banche selezionate

<sup>6</sup> Nel citato "Rapporto sulla stabilità finanziaria" di Banca d'Italia, il R.O.A. è calcolato come rapporto tra *Utile prima delle imposte* e *Totale delle attività*.

<sup>7</sup> Le capitalizzazioni di borsa, per quanto sarà chiarito nel successivo paragrafo, sono osservate nel mese di giugno dell'anno successivo a quello cui si riferiscono i dati di bilancio.

Per comodità di esposizione e di lettura, i dati della tabella 1 sono rielaborati come *grafico a linee* nella figura 1.

Come si vede nella figura 1, nel periodo di osservazione si registra una decisa riduzione della redditività (R.O.E), pur con forti oscillazioni dei valori negativi dal 2011. Anche il livello medio di patrimonializzazione (rapporto *Patrimonio netto/Totale attivo*) si riduce (-12% circa). La valorizzazione di mercato, espressa in termini relativi rispetto al *Totale attivo*, invece, diminuisce fino al 2012 e cresce negli anni 2013 e 2014. L'incidenza del valore netto dei crediti deteriorati sul *Totale attivo* presenta, infine, un trend decisamente crescente (+670% circa del valore dell'indicatore relativo al 2014 rispetto al suo valore dell'anno base).

I dati riferiti alla generalità delle banche italiane e quelli relativi al gruppo d'impresе selezionate per l'indagine che abbiamo presentato nelle note precedenti fanno comprendere l'enorme portata del fenomeno del deterioramento delle esposizioni creditizie nei bilanci delle banche italiane. La rilevanza del fenomeno è tale da indurre quasi necessariamente a ritenere che il valore dei crediti deteriorati abbia costituito una variabile *relevant* per gli investitori.

Alla luce di quanto fin qui evidenziato, per mezzo della nostra indagine, sviluppata secondo la metodologia che sarà esposta nel paragrafo successivo, testeremo le seguenti ipotesi di ricerca:

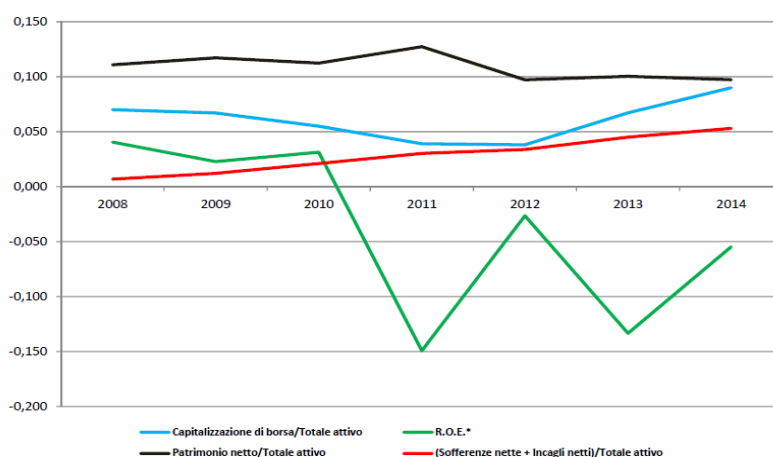
- **ipotesi 1.** In linea con gli studi già condotti, esiste una significativa relazione causale tra le due principali grandezze *economiche* di sintesi del bilancio (*Reddito netto* e *Patrimonio netto*) e il *valore di mercato* (Capitalizzazione) dei titoli bancari. In prima approssimazione, quindi, s'intende verificare se, per il gruppo di banche oggetto d'indagine, è possibile confermare l'assunto consolidato in letteratura per cui *Reddito netto* e *Patrimonio netto* sono due grandezze *value relevant* per gli investitori in titoli del settore bancario;

- **ipotesi 2.** La relazione rinvenibile attraverso i modelli proposti per lo studio della *value relevance* del *Patrimonio netto* e del *Reddito netto* (modelli a due variabili indipendenti) può essere esplicitata meglio se si considerano le informazioni di bilancio sui crediti deteriorati (modelli a tre variabili indipendenti), perché anche questi ultimi rappresentano una variabile *value relevant* per gli investitori legata da una relazione negativa con la variabile dipendente (*Capitalizzazione*);



- **ipotesi 3.** Nell'ottica di valutazione propria degli investitori, che tendono a considerare il profilo reddituale della società nelle sue manifestazioni attuali e in chiave prospettica, esiste una stretta relazione tra il *Reddito netto* e il *Valore netto dei crediti deteriorati* quali parametri di giudizio. Le informazioni contabili sui crediti deteriorati sono variabili *value relevant* per gli investitori essenzialmente a causa del loro valore segnaletico sui redditi futuri. Sul piano analitico, ciò potrà essere dimostrato se la determinazione del coefficiente  $\beta$  che esprime la *value relevance* dei crediti deteriorati si rifletterà, rispetto al modello a due variabili, principalmente in una riduzione del coefficiente  $\beta$  relativo al *Reddito netto*.

**Figura 1 – Trend 2008/2014**



### 3.3 – Metodologia di analisi dei dati

I dati sono stati considerati dapprima in formato *cross section* e, successivamente, secondo una logica *panel*<sup>8</sup>.

L'elaborazione dei modelli è stata preceduta da un'analisi statistica descrittiva delle variabili in valore assoluto e deflazionate, allo scopo di studiare l'asimmetria e la curtosi delle loro distribuzioni per evidenziare eventuali *outlier* che potrebbero invalidare le successive analisi. In un secondo tempo, sulla

<sup>8</sup> "I dati panel o longitudinali derivano da osservazioni ripetute su un insieme di unità statistiche (persone, famiglie, regioni, imprese ecc.), normalmente condotte per più periodi o per più istanti temporali. Se i soggetti campionati provengono da una ben definita popolazione, i dati panel combinano caratteristiche di quelli sezionali e delle serie storiche." Cfr. [www.treccani.it/enciclopedia/panel\\_\(Dizionario-di-Economia-e-Finanza\)](http://www.treccani.it/enciclopedia/panel_(Dizionario-di-Economia-e-Finanza)). Sulle due logiche si tornerà più approfonditamente nel corso del paragrafo.

base di quanto emerso dalle statistiche descrittive, le variabili oggetto di studio sono state deflazionate (Cfr. paragrafi 3.1 e 3.4) per testarne la struttura di correlazione.

Al fine di verificare mediante regressioni le ipotesi di ricerca esposte nel precedente paragrafo, è stata utilizzata una delle forme esplicite derivate dal modello originario di Ohlson (1995) applicato alla stessa matrice di dati (Cfr. Par.3.1), organizzata in una prima fase in formato *cross section* e, successivamente, secondo la logica *panel*. Tutti i dati utilizzati per le regressioni, come detto, sono stati divisi per il "Totale attivo" con lo scopo di ridurre lo *scale effect*.

La formulazione di partenza esplora la relazione tra la *Capitalizzazione di mercato (C)* e le variabili *Patrimonio netto (P)* e *Reddito netto (R)*:

$$C_{i,t} = \beta_1 P_{i,t} + \beta_2 R_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

dove:

$C_{i,t}$  rappresenta la *Capitalizzazione di mercato* alla fine del mese di giugno dell'anno successivo a quello cui si riferiscono i dati di bilancio (ad esempio, 30 giugno 2010);

$P_{i,t}$  e  $R_{i,t}$  rappresentano l'*Equity al netto del risultato reddituale* dell'esercizio e il *Reddito netto* dell' $i$ esima azienda bancaria per l'anno  $t$  (ad esempio, 31 dicembre 2009);

$\beta_1$  e  $\beta_2$  sono i coefficienti standardizzati di regressione;

$\varepsilon_{i,t}$  rappresenta l'errore riferito all'anno  $t$ , cioè la quota media della Capitalizzazione di mercato non spiegata dal modello a causa di eventuali variabili omesse.

Successivamente, allo scopo di valutare la rilevanza per gli investitori delle informazioni contabili sui crediti deteriorati, si utilizzerà l'equazione:

$$C_{i,t} = \beta_1 P_{i,t} + \beta_2 R_{i,t} + \beta_3 S_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

dove, per l'appunto,  $S_{i,t}$  rappresenta la somma dei valori netti delle due principali categorie di crediti deteriorati (sofferenze e inadempienze probabili) esposti nella nota integrativa del bilancio dell' $i$ esima azienda bancaria riferito all'anno  $t$ .

Le valutazioni dei modelli *cross section* sopraelencati sono state effettuate mediante test statistici propri della analisi di regressione (Fabbris, 1997). I dati oggetto di analisi, tuttavia, possono presentare un'eterogeneità dovuta sia agli effetti temporali che individuali (aziende bancarie). Poiché il nostro obiettivo è ottenere un modello efficiente ed efficace che permetta di controllare l'eterogeneità dei dati mini-

mizzando l'errore  $\varepsilon_{i,t}$ , si effettuerà un'ulteriore formulazione dei dati di tipo "cross sectional time series", meglio conosciuta come *panel*. I dati *panel* sono ricavati dai valori originali mediante un'operazione di "pooling", in modo che le osservazioni possano essere considerate bidimensionali variando sia per individuo che per periodo temporale. Tale scelta è giustificata dal fatto che la sola analisi dei dati nel tempo (*time series*) non permette di incorporare l'eterogeneità individuale dal termine di errore  $\varepsilon_{i,t}$ , mentre un'analisi di tipo *cross section* lo permetterebbe solo se i dati che colgono tale eterogeneità fossero disponibili.

Quindi, considerando che la variabilità dei dati *panel* è dovuta sia al tempo che agli individui, possiamo scomporre il termine d'errore in tre parti distinte:

- la prima è costante nel tempo e variabile da individuo a individuo;

- la seconda, invece, è costante tra gli individui ma variabile nel tempo;

- la terza rappresenta la componente pura di errore (Coletta, 2005).

In buona sostanza, utilizzando la regressione con dati *panel* si vuole limitare la distorsione imputabile agli individui e/o al tempo controllando l'effetto delle variabili non rilevate che, inevitabilmente, si ripercuote sulla stima delle variabili incluse nel modello e correlate con quelle non incluse.

I modelli di regressione su dati *panel* possono essere distinti in modelli con effetti fissi (*dummy variable model*) o con effetti casuali (*error components model*)<sup>9</sup>. Il modello con effetti fissi può essere esplicitato mediante le equazioni (3):

**- modello a effetti fissi**

$$C_{i,t} = \beta_1 P_{i,t} + \beta_2 R_{i,t} + \beta_3 S_{i,t} + \lambda_i + \varepsilon_{i,t}$$

esprimibile nella forma che prevede n-1 regressori binari che rappresentano gli effetti dovuti agli individui

$$C_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 P_{i,t} + \beta_2 R_{i,t} + \beta_3 S_{i,t} + \theta_2 B_{2,t} + \dots + \theta_n B_{n,t} + \varepsilon_{i,t}$$

In questo caso, s'ipotizzano effetti individuali costanti nel tempo e l'insieme delle variabili omesse varia tra le unità e rimane costante nel tempo

**- modello a effetti temporali**

$$C_{i,t} = \beta_1 P_{i,t} + \beta_2 R_{i,t} + \beta_3 S_{i,t} + \omega_t + \varepsilon_{i,t}$$

esprimibile nella forma che prevede T-1 regressori binari che rappresentano gli effetti dovuti al tempo

$$C_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 P_{i,t} + \beta_2 R_{i,t} + \beta_3 S_{i,t} + \Psi_2 A_{2,t} + \dots + \Psi_T A_{T,t} + \varepsilon_{i,t}$$

In questo caso, l'insieme delle variabili non osservate varia nel tempo rimanendo costante per gli individui

**- modello a effetti fissi e temporali**

$$C_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 P_{i,t} + \beta_2 R_{i,t} + \beta_3 S_{i,t} + \omega_t + \lambda_i + \varepsilon_{i,t}$$

o esprimibile nella forma a n-1 e T-1 regressori

$$C_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 P_{i,t} + \beta_2 R_{i,t} + \beta_3 S_{i,t} + \Psi_2 A_{2,t} + \dots + \Psi_T A_{T,t} + \theta_2 B_{2,t} + \dots + \theta_n B_{n,t} + \varepsilon_{i,t}$$

In questo caso, alcune delle variabili omesse variano tra gli individui rimanendo costanti nel tempo e altre, invece variano nel tempo rimanendo costanti tra gli individui.

Ai fini dell'analisi, l'impiego dei dati *panel* permetterà di migliorare l'efficienza delle stime rispetto ai modelli *cross section* grazie all'incremento dei gradi di libertà e alla riduzione della multicollinearità fra i regressori (Hsiao, 2003). Il vantaggio che scaturisce dall'utilizzo dei dati *panel* è dovuto all'aumento del contenuto informativo su cui basare le stime e alla logica di fondo della regressione *panel*, secondo la quale, considerato un insieme di individui eterogenei, è possibile supporre che insieme ai "fattori" che variano nel tempo ci siano altri "fattori" differenti per ciascun individuo. Nel nostro caso, oltre al modello *pooled* che costituisce il riferimento di base, utilizzeremo la regressione *panel* a *effetti temporali* perché ci interessa studiare quali sono gli effetti delle variazioni delle variabili non osservate (bolle speculative, politiche monetarie, ecc.) che variano nel corso tempo o, come si dice negli studi statistici, hanno rappresentato una costante per tutte le banche nei diversi momenti del periodo di osservazione.

## 4 – I risultati dell'indagine empirica

L'analisi delle statistiche descrittive delle variabili (valori assoluti di *Capitalizzazione*, *Patrimonio netto*, *Reddito netto*, *Valore netto dei crediti deteriorati*) ha fatto emergere che, a causa delle differenti dimensioni delle aziende bancarie, è presente un problema di *outlier*<sup>10</sup> che incide sulla forma delle *distribuzioni*<sup>11</sup> rendendo impraticabile l'elaborazione mediante il modello di regressione lineare. A tale proposito, considerando che gli *outlier* non sono dovuti a errori di misurazione, il che renderebbe lecito l'utilizzo di procedure di "rescale" statistico dei dati, si è deciso di operare una deflazione mediante un aggregato che "interpreti"

<sup>9</sup> Nel modello a effetti fissi,  $\lambda_i$  e  $\omega_t$  sono considerati di natura deterministica; nel modello a effetti casuali, invece, sono di tipo stocastico. Il test di Hausman, come vedremo nel successivo paragrafo, ci permetterà di verificare se è più appropriato il modello a effetti fissi (H1) o il modello a effetti casuali (H0) (Hausman, 1978).

<sup>10</sup> Sulla matrice originale dei dati, gli *outlier* risultano essere il 6,6% rispetto al totale.

<sup>11</sup> Come detto, tale effetto è conosciuto in letteratura come "scale effect".

la dimensionalità delle imprese bancarie che compongono il nostro insieme di osservazione. A tal fine, per quanto già spiegato, si è preferito fare ricorso al “Totale attivo” dello stato patrimoniale.

Con detta deflazione, si ottiene una diminuzione della variabilità intorno ai valori medi e, di conseguenza, un moderato miglioramento nella forma delle distribuzioni coerente con la diminuzione del numero di valori anomali, che incide solo per l'1,1% rispetto al totale.

Dall'applicazione della (1) otteniamo nove equazioni (Tabella 3).

In base al test F calcolato nell'ambito dell'ANOVA<sup>12</sup>, i modelli regressivi risultano accettabili e, in tutti, almeno una delle variabili esplicative (*Patrimonio netto* e *Reddito netto*) influisce sulla *Capitalizzazione di mercato*. Di contro, però, l'*R<sup>2</sup> adjusted* non sempre presenta valori elevati, il che è indice di una bontà di adattamento del modello non sempre efficiente. Inoltre, i valori del VIF (*Variance Inflation Factor*) sono sempre maggiori dell'unità e

Correlazioni dati Cross Section periodo 2007-2015											
(*) ( ) indicano, rispettivamente, la significatività statistica al livello del 5% e la non significatività del coefficiente di correlazione											
Anno (t)	Aggregati	C <sub>t</sub>	P <sub>t</sub>	R <sub>t</sub>	S <sub>t</sub>	Anno (t)	Aggregati	C <sub>t</sub>	P <sub>t</sub>	R <sub>t</sub>	S <sub>t</sub>
2007	C <sub>t</sub>	1				2012	C <sub>t</sub>	1			
	P <sub>t</sub>	0,408	1				P <sub>t</sub>	0,850	1		
	R <sub>t</sub>	0,981	0,599	1			R <sub>t</sub>	-0,519	-0,733	1	
	S <sub>t</sub>	0,483	0,521	0,528	1		S <sub>t</sub>	0,332	0,535	-0,403	1
2008	C <sub>t</sub>	1				2013	C <sub>t</sub>	1			
	P <sub>t</sub>	0,743	1				P <sub>t</sub>	0,799	1		
	R <sub>t</sub>	0,687	0,208	1			R <sub>t</sub>	0,442	0,349	1	
	S <sub>t</sub>	-0,02	0,094	-0,003	1		S <sub>t</sub>	0,251	0,494	-0,387	1
2009	C <sub>t</sub>	1				2014	C <sub>t</sub>	1			
	P <sub>t</sub>	0,713	1				P <sub>t</sub>	0,722	1		
	R <sub>t</sub>	-0,415	-0,317	1			R <sub>t</sub>	-0,533	-0,902	1	
	S <sub>t</sub>	-0,023	0,122	-0,02	1		S <sub>t</sub>	0,056	0,565	-0,635	1
2010	C <sub>t</sub>	1				2015	C <sub>t</sub>	1			
	P <sub>t</sub>	0,672	1				P <sub>t</sub>	0,603	1		
	R <sub>t</sub>	-0,425	-0,797	1			R <sub>t</sub>	-0,502	-0,963	1	
	S <sub>t</sub>	-0,047	0,118	-0,349	1		S <sub>t</sub>	-0,038	0,626	-0,726	1
2011	C <sub>t</sub>	1									
	P <sub>t</sub>	0,842	1								
	R <sub>t</sub>	-0,459	-0,698	1							
	S <sub>t</sub>	0,049	0,15	-0,480	1						

**Tabella 2 - Correlazioni tra variabili su dati cross section**

Come si evince dalla tabella 2, che espone la matrice delle correlazioni tra le diverse variabili sui dati *cross section*, emerge un chiaro nesso di “causalità” tra la *Capitalizzazione di mercato* e il *Patrimonio netto*, testimoniato dall'elevata, e statisticamente significativa, correlazione positiva tra le due variabili nel periodo 2008-2015.

La correlazione tra *Capitalizzazione di mercato* e *Reddito*, invece, pur presentando valori significativi in tutti gli anni tranne due, risulta inversa – quindi illogica – in sei casi su nove.

La correlazione tra *Capitalizzazione di mercato* e *Crediti deteriorati* è non significativa dal punto di vista statistico in otto anni su nove.

Infine, si deve sottolineare che in molti casi le variabili indipendenti (*Patrimonio netto*, *Reddito netto*, *Crediti deteriorati*) evidenziano, tra loro, una correlazione sufficientemente elevata e significativa che potrebbe essere causa di *multicollinearità*.

indicano, quindi, problemi di *multicollinearità*<sup>13</sup>. Infine, in sette equazioni su nove il coefficiente standardizzato di regressione ( $\beta$ ) del reddito non è statisticamente significativo al 5%<sup>14</sup>, il che indica che molto

<sup>12</sup> Il test F della Tavola ANOVA ci permette di valutare i parametri dell'equazione nel loro complesso e può essere considerato come un test di significatività dell'intero modello. In questo caso  $H_0 = \beta_1 = \beta_2 = 0$  (le variabili esplicative non influiscono su C);  $H_1 =$  almeno un  $\beta \neq 0$  (almeno una variabile esplicative influisce su C).

<sup>13</sup> Alcuni autori suggeriscono che, se il valore medio di VIF è maggiore di 1, è presente il pericolo di *multicollinearità*; altri, invece, ritengono che è un valore di 10 quello che segnala il problema; altri ancora, che nessun VIF deve essere superiore a 6 o 7.

<sup>14</sup> Il test *t* di Student (riportato in tab.3) è appropriato per la verifica della significatività dei coefficienti standardizzati  $\beta$  sotto l'ipotesi  $H_0 : \beta=0$ . Ai fini operativi, si definisce il  $t_{critico}$  con  $N-k-1$  gradi di libertà ( $k$  = numero dei predittori). Se il  $t_{calcolato}$  supera

verosimilmente non esiste una relazione lineare tra *Capitalizzazione di mercato* e *Reddito netto* una volta rimosso l'effetto del Patrimonio. In conclusione, la correlazione parziale e il quadrato della correlazione semiparziale indicano chiaramente che il *Patrimonio netto* è la variabile indipendente che ha maggior peso a livello esplicativo e che, quindi, contribuisce maggiormente alla bontà di adattamento.

**Tabella 3 – Regressione per la valutazione del modello**

REGRESSIONE (Variabile dipendente: Capitalizzazione al tempo t)								Valutazione del modello			
Anni (t)	VI	Coeff. Standard.	Corr. Parziale	Corr. Semiparz.	Corr.² Semiparz.	Test t(18)	p-level	R² adjusted	VIF	F (ANOVA)	p-level
2007	P	-0,261	-0,755	-0,209	0,044	-4,882	0,000	0,963	1,560	263,487	0,000
	R	1,117	0,980	0,895	0,800	20,883	0,000				
2008	P	0,627	0,845	0,613	0,376	6,691	0,000	0,832	1,045	50,473	0,000
	R	0,557	0,814	0,544	0,296	5,938	0,000				
2009	P	0,647	0,674	0,613	0,376	3,873	0,001	0,498	1,112	10,928	0,001
	R	-0,210	-0,284	-0,199	0,040	-1,256	0,225				
2010	P	0,914	0,610	0,552	0,305	3,264	0,004	0,428	2,740	8,481	0,003
	R	0,304	0,248	0,183	0,034	1,084	0,293				
2011	P	1,019	0,821	0,729	0,532	6,091	0,000	0,713	1,952	25,895	0,000
	R	0,252	0,335	0,181	0,033	1,510	0,149				
2012	P	1,014	0,807	0,690	0,476	5,803	0,000	0,717	2,160	26,367	0,000
	R	0,224	0,289	0,153	0,023	1,283	0,216				
2013	P	0,734	0,767	0,688	0,473	5,074	0,000	0,632	1,138	18,190	0,000
	R	0,186	0,290	0,175	0,030	1,287	0,214				
2014	P	1,303	0,663	0,561	0,315	3,759	0,001	0,554	5,390	13,424	0,000
	R	0,644	0,401	0,277	0,077	1,857	0,080				
2015	P	1,633	0,511	0,442	0,195	2,521	0,021	0,386	13,664	7,290	0,005
	R	1,070	0,363	0,289	0,084	1,652	0,116				

L'osservazione delle correlazioni tra *Reddito netto* e *Capitalizzazione di mercato*, quasi sempre negative, e dei risultati ottenuti dalle equazioni con due variabili esplicative (*Patrimonio netto* e *Reddito netto*), nelle quali la correlazione parziale e il coefficiente standardizzato di regressione ( $\beta$ ) del *Reddito netto* cambiano spesso segno rispetto alle correlazioni di ordine zero, unite a riflessioni scaturenti da una più approfondita analisi dei residui<sup>15</sup>, in aggiunta alla

quello critico (in valore assoluto), si rifiuta l'ipotesi nulla. Il valore di  $p$  associato alla statistica test rappresenta il livello di probabilità associato al valore calcolato della *statistica test t*, quindi per rifiutare  $H_0$  basta constatare che il  $p\_value$  è minore di  $\alpha$  (0,05).

<sup>15</sup> I principali assunti di un modello di regressione che devono essere sottoposti a verifica mediante l'analisi dei residui sono: a) *Distribuzione normale degli errori*. Gli errori devono avere, per ogni valore di  $X$ , una distribuzione normale. Il modello di regressione è comunque robusto rispetto a scostamenti dall'ipotesi di normalità; b) *Omoschedasticità*. La variabilità degli errori è costante per ciascun valore di  $X$ ; c) *Indipendenza degli errori*. Gli errori devono essere indipendenti per ciascun valore di  $X$  (importante

considerazione che, secondo le ipotesi, tra il *Reddito netto* e la *Capitalizzazione di mercato* dovrebbe esistere un legame causale (Pearl 2000; 2001; 2003), che in questo caso sembra venir meno per l'influenza di una o più variabili non considerate nel modello che intervengono generando una relazione di tipo *spurio* o indiretto, ci inducono a ipotizzare che la relazione tra il *Reddito netto* e la *Capitalizzazione di mercato* sia influenzata dall'intervento di altre variabili.

Nello specifico, tenendo in considerazione quelle che sul piano astratto dovrebbero essere le valutazioni

condotte dagli investitori in ordine al ruolo giocato dai crediti deteriorati sulla redditività futura<sup>16</sup>, tra le possibili variabili di "controllo" per le quali è ipotizzabile un legame causale con le variabili inserite nel modello, si può testare l'ammontare dei "crediti deteriorati" che, a rigore, dovrebbe emergere quale variabile *value relevant* per gli investitori.

Osservando la tabella 4, che si riferisce all'applicazione della (2), si nota che i *Crediti*

*deteriorati* non sono quasi mai significativi al livello del 5% e che il *Reddito netto* continua a essere non significativo in sette casi su nove. Inoltre, permangono i problemi di *multicollinearità* e soprattutto, nonostante la *deflazione* dei dati, anche quelli di eterogeneità che, influenzando sui residui, invalidano l'analisi.

Per le ragioni suesposte, i risultati ottenuti con le regressioni su dati *Cross section* (equazioni 1 e 2), che abbiamo condotto perché presenti in molti studi sulla *value relevance* delle informazioni contabili, non possono essere ritenuti validi. Nonostante ciò, tuttavia, a nostro avviso permane l'ipotesi che il *Reddito netto*, il *Patrimonio netto* e i *Crediti deteriorati* possano costituire, con riferimento alle imprese utilizzate per l'indagine, le variabili capaci di spiegare in modo efficiente i valori della *Capitalizzazione di mercato*. Inoltre, è evidente che, data l'esiguità numerica delle aziende considerate nella presente analisi e/o la mancanza di variabili che interpretino correttamente la dimensionalità delle banche per ogni regressore inserito nell'equazione, i dati a disposizione presentano un'eccessiva eterogeneità per un'analisi di tipo *cross section*, generando problemi di eterosche-

soprattutto per osservazioni nel corso del tempo) (Levine, Krehbiel e Berenson, 2010).

<sup>16</sup> Cfr. paragrafo 1, *infra*.

dasticità dei residui. A tale proposito, considerando che i “fattori” nascosti possono variare sia nel tempo sia tra le banche, al fine di risolvere i problemi di significatività statistica incontrati si è deciso di considerare i dati in formato *panel* (*cross-sectional time series*). L'utilizzo della regressione *panel*<sup>17</sup> (Maddala,

Le regressioni per i *dati panel* ad effetti temporali (3) sono state confrontate con il modello di *pooling semplice*<sup>19</sup> (Manera e Galeotti, 2005).

**Tabella 4 – Regressione per la valutazione del modello (II)**

REGRESSIONE (Variabile dipendente: Capitalizzazione al tempo t)								Valutazione del modello				
Anni (t)	VI	Coeff. Standard.	Corr. Parziale	Corr Semiparaz	Corr. Semiparaz <sup>2</sup>	Test t(18)	p-level	R <sup>2</sup> adjusted	VIF	F (ANOVA)	p-level	
2007	P	-0,276	-0,763	-0,210	0,044	-4,870	0,000	0,963	1,716	172,999	0,000	
	R	1,102	0,978	0,837	0,701	19,384	0,000					1,733
	S	0,045	0,199	0,036	0,001	0,839	0,413					1,526
2008	P	0,635	0,851	0,618	0,382	6,685	0,000	0,829	1,055	33,325	0,000	
	R	0,555	0,818	0,543	0,294	5,868	0,000					1,046
	S	-0,078	-0,199	-0,077	0,006	-0,838	0,414					1,009
2009	P	0,661	0,684	0,622	0,387	3,865	0,001	0,482	1,129	7,209	0,002	
	R	-0,208	-0,284	-0,197	0,039	-1,223	0,238					1,112
	S	-0,108	-0,160	-0,107	0,012	-0,667	0,514					1,016
2010	P	0,887	0,584	0,514	0,265	2,964	0,009	0,398	2,978	5,403	0,009	
	R	0,262	0,196	0,143	0,020	0,824	0,421					3,343
	S	-0,060	-0,075	-0,054	0,003	-0,311	0,759					1,237
2011	P	1,028	0,811	0,703	0,494	5,710	0,000	0,697	2,138	16,342	0,000	
	R	0,271	0,308	0,164	0,027	1,335	0,200					2,716
	S	0,025	0,041	0,021	0,000	0,170	0,867					1,424
2012	P	1,102	0,819	0,692	0,478	5,894	0,000	0,725	2,537	18,539	0,000	
	R	0,220	0,296	0,150	0,022	1,277	0,219					2,161
	S	-0,169	-0,283	-0,143	0,020	-1,216	0,241					1,402
2013	P	0,805	0,671	0,518	0,268	3,734	0,002	0,615	2,417	11,659	0,000	
	R	0,123	0,145	0,084	0,007	0,605	0,553					2,150
	S	-0,099	-0,109	-0,063	0,004	-0,452	0,657					2,497
2014	P	1,285	0,725	0,553	0,306	4,338	0,000	0,674	5,393	14,812	0,000	
	R	0,337	0,251	0,136	0,019	1,067	0,301					6,143
	S	-0,457	-0,557	-0,353	0,125	-2,767	0,013					1,675
2015	P	0,931	0,365	0,232	0,054	1,617	0,124	0,588	16,100	10,503	0,000	
	R	-0,121	-0,045	-0,027	0,001	-0,185	0,855					20,677
	S	-0,709	-0,605	-0,449	0,202	-3,131	0,006					2,491

2001; Hsiao et al., 1999) permetterà di attenuare l'eterogeneità dovuta alla differente dimensione delle aziende bancarie, riducendo l'errore dovuto alle variabili dimensionali non osservate il cui effetto può variare anche nel tempo<sup>18</sup>.

La prima elaborazione, riferita al periodo 2007-2015, non risulta significativa rispetto al modello *pooled*. Tale esito ha reso necessaria una riflessione sulla struttura di correlazione che lega tra loro le variabili negli anni considerati.

Dalle tabelle 2 e 4 si evince che per l'anno 2007<sup>20</sup> la relazione delle suddette variabili assume in-

<sup>17</sup> Il metodo di stima *ordinary least-squares* (OLS), utilizzato per il *pooling semplice*, risulta inconsistente per le regressioni su *dati panel*. Quindi, poiché si è in presenza di variabili *dummy*, sarà utilizzato il metodo di stima *least-squares dummy variables* (LSDV) (Baltagi, 2008).

<sup>18</sup> L'organizzazione *panel* dei dati, presentando congiuntamente caratteristiche sia di serie storiche che *cross section*, può rivelare problemi di eteroschedasticità e di autocorrelazione. In funzione di tale considerazione, per i dati oggetto di analisi è

stato utilizzato, per la matrice di covarianza, lo stimatore robusto di Arellano (2003).

<sup>19</sup> I *dati panel* sono rilevati in n unità statistiche, che rimangono le stesse al variare di t. Invece, i *dati pooled* si riferiscono a differenti unità statistiche per ogni istante t che non rimangono le stesse al variare di t. Nel modello di *pooling semplice*, l'intercetta e la pendenza sono considerate costanti, quindi il termine di errore  $\varepsilon_{it}$  cattura tutte le eventuali differenze fra individui e nel tempo.

tensità e direzione completamente differenti rispetto agli altri anni. Quindi, al fine di evitare che ciò possa essere fonte di disomogeneità, l'anno 2007 è stato escluso dall'analisi.

Dall'osservazione della tabella 5 si desume che sia i modelli a *effetti temporali* sia quelli *pooled* possono ritenersi accettabili. L'utilizzo dei modelli a *effetti temporali*, con intercette differenti per ogni anno, è giustificato dal rifiuto dell'ipotesi nulla del test F. Inoltre, il test di Hausman<sup>9</sup> ci conferma che il modello a *effetti temporali* è preferibile rispetto a quello a *effetti casuali*.

L'esame dei parametri delle due equazioni a *effetti temporali* evidenzia che introducendo i crediti deteriorati (S) nell'equazione, l'importanza del reddito – il quale rimane, comunque, la variabile esplicativa più importante – diminuisce in maniera sensibile.

**Tabella 5 – Regressione Panel**

Regressione Panel (dati deflazionati) (Variabile dipendente Capitalizzazione)				
Regressori	Pooled	Effetti temporali $\omega_t$	Pooled	Effetti temporali $\omega_t$
P	0,569	0,553	0,579	0,575
<i>p_value</i>	<0,00001	<0,00001	<0,00001	<0,00001
VIF	1,37		1,383	
R	1,705	1,574	1,446	1,373
<i>p_value</i>	<0,00001	<0,00001	<0,00001	0,00094
VIF	1,37		1,659	
S			-0,521	-0,592
<i>p_value</i>			<0,00001	<0,00001
VIF			1,369	
R <sup>2</sup>	0,628	0,660	0,647	0,679
Test F per la differenza delle intercette di gruppo $H_0: \omega_t = 0$		2,091		2,230
<i>p_value</i>		0,047		0,035

A conforto di quanto detto, infine, si deve sottolineare che dal confronto degli R<sup>2</sup> il modello che evidenzia le migliori performance è proprio quello che include i crediti deteriorati (S).

## 5 – Considerazioni conclusive

Le elaborazioni condotte consentono di confermare, con riferimento al gruppo di banche italiane quotate alla borsa valori di Milano selezionate per l'indagine, tutte e tre le ipotesi di ricerca.

L'esistenza di una significativa associazione statistica tra il *Patrimonio netto* e il *Reddito netto*, quali variabili esplicative, e la *Capitalizzazione di mercato*, quale variabile risposta (ipotesi 1), è confermata dai

valori sia del modello *pooled* sia del modello a effetti temporali. In entrambi i modelli, infatti, i *p-value* (riferiti a P e R) consentono di rigettare l'ipotesi nulla e l'R<sup>2</sup> assume valori che denotano una buona capacità esplicativa delle due variabili considerate. I coefficienti standardizzati di regressione ( $\beta$ ) – pressoché simili nei due modelli – evidenziano un maggior influsso del *Reddito netto* rispetto al *Patrimonio netto*.

L'ipotesi 2 è verificata per tutti e due gli aspetti ipotizzati. I *p-value* (riferiti a P, R ed S) consentono di rigettare l'ipotesi nulla in entrambi i modelli, nei quali l'R<sup>2</sup> assume valori che denotano una buona capacità esplicativa delle tre variabili considerate e che evidenziano l'esistenza di una relazione negativa e statisticamente significativa tra il valore di bilancio dei crediti deteriorati e il valore di mercato (*capitalizzazione*). Anche in questi modelli, il reddito – che presenta il più alto valore del coefficiente  $\beta$  – emerge quale variabile esplicativa più importante. Le sofferenze presentano valori negativi dei coefficienti  $\beta$  (modello *pooled*: -0,521; modello a *effetti temporali*: -0,592) simili, in valore assoluto, a quelli che si registrano per il patrimonio (modello *pooled*: 0,579; modello a *effetti temporali*: 0,575). Il confronto degli R<sup>2</sup> ottenuti nei modelli a due variabili e in quelli a tre variabili dimostra che questi ultimi hanno una migliore capacità esplicativa nel testare la *value relevance* delle grandezze contabili esaminate.

Per quanto riguarda l'ipotesi 3, si deve osservare che anche nei modelli a tre variabili il reddito – che presenta il più alto valore del coefficiente standardizzato di regressione ( $\beta$ ) – emerge quale variabile esplicativa più importante. Le sofferenze presentano un valore negativo del coefficiente  $\beta$  simile, in valore assoluto, a quello che si registra per il patrimonio. Tuttavia, mentre il coefficiente  $\beta$  del patrimonio non presenta variazioni rilevanti nel modello a tre variabili rispetto a quello a due variabili, tali variazioni si registrano invece per il coefficiente  $\beta$  riferito al reddito, che è più basso in entrambi i modelli a tre variabili rispetto a quelli a due variabili. Anche l'ipotesi 3, pertanto, risulta verificata.

Si ritiene utile ribadire, come chiarito nel corso del lavoro, che i modelli *panel a effetti temporali* rispondono all'esigenza di dover spiegare la relazione casuale tra la *Capitalizzazione di mercato* e le variabili indipendenti riducendo il rischio di aver omesso fat-

<sup>20</sup> Nel 2007 inizia la grande recessione, considerata da molti economisti come una delle peggiori crisi economiche del XX secolo (International Monetary Fund, 2009).

tori esplicativi (bolle speculative, politiche monetarie, eventi socio-politici, ecc.) che si sono manifestati in forma varia nel periodo di osservazione ma che hanno investito in egual misura le banche.

La verifica congiunta delle tre ipotesi di ricerca fa capire che, durante il periodo della crisi economica, nelle valutazioni effettuate dagli investitori hanno assunto rilevanza sia i giudizi in ordine al livello di patrimonializzazione degli istituti di credito sia quelli relativi alle loro capacità reddituali, e che questi ultimi sono stati condotti intravedendo nell'ammontare dei crediti deteriorati esposti in bilancio un'informazione contabile rilevante per integrare le valutazioni sulla redditività attuale delle banche con quelle sulla loro capacità reddituale futura. La maggiore o minore capacità dimostrata dalle banche nella gestione del *rischio di credito*, pertanto, ha rappresentato un importante elemento del processo di creazione del valore che è stato "colto" dal mercato traducendosi in termini di valore di capitalizzazione dei titoli.

## References

- Abi (2015), *Situazione del settore bancario italiano. Audizione alla Commissione Finanze della Camera del 9 dicembre 2015*, (available at: <https://www.abi.it>)
- Abi and Cerved (2015), *Outlook Abi-Cerved sulle sofferenze delle imprese*, Vol. 2, December
- Agostino M., Drago D. and Silipo D.B. (2010), *The value relevance of IFRS in the European banking industry*, in "Review of Quantitative Finance and Accounting", vol. 36, No. 3, [437-457]
- Ahmed A. S., Takeda C. and Thomas S. (1999), *Bank loan loss provisions: a reexamination of capital management, earnings management and signaling effects*, in "Journal of Accounting and Economics", Elsevier, No. 28 [1-25]
- Allini A., Zampella A. and Macchioni R. (2015), *Financial instrument disclosure in the Italian banking sector. A study on the value relevance of IFRS 7*, Conference paper
- Amodeo A. (1964), *Ragioneria generale delle imprese*, Giannini, Napoli
- Arellano, M. (2003) *Panel Data Econometrics*, Oxford University Press, Oxford
- Azzali S., Fornaciari L. and Pesci C. (2012), *Reddito d'impresa e Value Relevance per gli investitori*, in "Economia Aziendale Online", Vol. 3, No. 1 [1-19]
- Ball R. and Brown P. (1968), *An Empirical Evaluation of Accounting Income Numbers*, in "Journal of Accounting Research", Vol. 6, No. 2 [159-177]
- Baltagi B. H. (2008), *Econometric analysis of panel data*, John Wiley & Sons, Chichester (UK)
- Banca d'Italia Eurosystem (2015), *Rapporto sulla stabilità finanziaria*, No. 1, aprile (available at: [www.bancaditalia.it](http://www.bancaditalia.it))
- Banca d'Italia Eurosystem (2016), *Rapporto sulla stabilità finanziaria*, No. 1, aprile (available at: [www.bancaditalia.it](http://www.bancaditalia.it))
- Barth M. E. (1994), *Fair value accounting: Evidence from investment securities and the market valuation of banks*, in "The Accounting Review", vol. 69, [1-25]
- Barth M. E., Beaver W. H. and Landsman W. R. (1996), *Value-relevance of banks' fair value disclosures under FAS No. 107*, in "The Accounting Review", vol. 71 [513-537]
- Barth M.E. and Clinch G. (2009), *Scale Effects in Capital Markets-Based Accounting Research*, in "Journal of Business Finance & Accounting", Vol. 36, No. 3-4, [253-288]
- Barth M.E., Beaver W.H. and Landsman W.R. (2001), *The Relevance of the Value Relevance Literature for Financial Accounts Standard Setter: Another View*, in "Journal of Accounting and Economics", 31, [77-104]
- Beaver W. and Venkatachalam M. (2003), *Differential Pricing of Components of Bank Loan Fair Values*, in "Journal of Accounting, Auditing and Finance", vol. 18, [3-75]
- Beaver W., Eger C. Ryan S. and Wolfson M. (1989), *Financial Reporting, supplemental disclosure and bank share prices*, Journal of Accounting Research, vol. 27 [157-178]
- Beaver W.H. (1968), *The Information Content of Annual Earnings Announcements: Empirical Research in Accounting Selected Studies*, in "Journal of Accounting Research", Vol. 6, Supplement [67-92]
- Borra S. and Di Ciaccio A., (2004), *Statistica, metodologie per le scienze economiche e sociali*, McGraw Hill, Milano
- Breusch T. S. and Pagan A. R. (1980), *The Lagrange multiplier test and its applications to model specification in econometrics*, in "Review of Economic Studies", XLVII [239-253]
- Carnevale C., Mazzuca M. and Venturini S. (2010), *La value relevance del bilancio sociale: il caso delle banche europee*, in "Economia Aziendale Online", Vol. 1, No. 1 [1-19]
- Chambers R. J. (1966), *Accounting, Evaluation and Economic Behavior*, Prentice Hall, Englewood, Cliffs, New Jersey
- Ciavoliello L. G., Ciocchetta F., Conti F. M., Guida I., Rendina A. and Santini G. (2016), *Quanto valgono i crediti deteriorati?*, in "Note di stabilità finanziaria e vigilanza", Banca d'Italia Eurosystem, No. 3 [1-9]

- Coletta G., (2005), *Una guida per la stima dei modelli panel dinamici. Le specificità dei modelli macroeconomici*, Enea, (available at: <http://www.iaea.org>)
- Collins D. W., Maydew E. L. and Weiss I. S. (1997), *Changes in the value-relevance of earnings and book values over the past forty years*, in "Journal of Accounting and Economics", Vol. 24, No. 1 [39-67]
- Cordazzo M. (2013), *The impact of IAS/IFRS on net income and equity: Evidence from Italian listed companies*, in "Journal of applied accounting research", vol. 14, [54-73]
- Courteau L. (2008), *Valori d'impresa e valori di bilancio. Modelli di valutazione per gli investitori azionari*, FrancoAngeli, Milano
- Dainelli F. and Visconti A. (2014), *Gli indicatori di bilancio per le valutazioni di mercato: uno studio di value relevance in Italia*, in "Impresa Progetto - Electronic Journal of Management", No. 1
- Del Pozzo A., Loprevite S. and Mazzù S. (a cura di) (2014), *Il rischio di liquidità come "driver" del rischio finanziario. Un modello interpretativo basato sul tempo*, FrancoAngeli, Milano
- Devalle A. (2010), *Misurazione della performance nel bilancio IFRS: comprehensive income, dibattito internazionale e value relevance*, Pearson Prentice Hall, Milano
- Devalle A., Busso D. and Rizzato F. (2015), *Qual è la grandezza di performance economica più significativa? Un'analisi empirica in Italia*, in "Impresa Progetto - Electronic Journal of Management", No. 3
- Drago D., Mazzucca M. and Trinca Colonel R. (2013), *Do loan fair value affect market value? Evidence from European bank*, in "Journal of Financial Regulation and Compliance", Vol. 21, No. 2 [108-120]
- Easton P.D. and Sommers G.A. (2003), *Scale and the Scale Effect in Market-Based Accounting Research*, in "Journal of Business Finance & Accounting", Vol. 30, No. 1-2 [25-56]
- Fabbris L., (1997), *Statistica multivariata (analisi esplorativa dei dati)*, Mc Graw Hill
- Fazzini M. and Dal Maso L. (2015), *The value relevance of firms' anti-bribery and corruption efforts the italian evidence*, in "Corporate Ownership & Control", Vol. 12 (4) [718-726]
- Fornaciari L. (2013), *La value relevance per l'utilità dei financial reporting*, Giappichelli, Torino
- Francis J. and Schipper K. (1999), *Have financial statements lost their relevance?*, in "Journal of Accounting Research", Vol. 37, No. 2 [319-352]
- Hausman J. A. (1978), *Specification Tests in Econometrics*, in "Econometrica", Vol. 46, No. 6, [1251-1271]
- Holthausen R.W. and Watts R.L. (2001), *The relevance of the value-relevance literature for financial accounting standard setting*, in "Journal of Accounting and Economics", Vol. 31, No. 1-3, [3-75]
- Hsiao C, (2003) *Analysis of Panel Data*, Cambridge University Press, Second edition, Cambridge
- Hsiao C., Lahiri K., Lee L. and Hashem M. (1999), *Analysis of Panels and Limited Dependent Variable Models*, Cambridge University Press (available at: <http://assets.cambridge.org>)
- International Monetary Fund (2009), *World Economic Outlook. Crisis and Recovery*, April [available at: <https://www.imf.org>]
- Kalton G. (1986), *Handling wave non response in Panel Surveys*, in "Journal of Official Statistics", Vol. 2, No. 3 [303-314]
- Kalton G. and Kasprzyk D. (1982), *Imputing for Missing Survey Responses*, in "Proceedings of the Section on Survey Research Methods, American Statistical Association" [22-31]
- Kalton G. and Kasprzyk D. (1986), *The Treatment of Missing Survey Data*, in "Survey Methodology", Vol. 12, No. 1 [1-16].
- Kothari S.P. (2001), *Capital markets research in accounting*, "Journal of Accounting and Economics", Vol. 31, No. 1 [105-231]
- Lev B. (1989), *On the usefulness of earnings: Lessons and directions from two decades of empirical research*, in "Journal of Accounting Research", Vol. 27-Supplement [153-192]
- Lev B. and Zhou N. (2009), *Unintended Consequence: Fair Value Accounting informs on Liquidity Risk*, Working Paper, New York University and Binghamton University
- Levine D. M., Krehbiel T. C. and Berenson M. L., (2010), *Statistica*, Pearson, Milano
- Liberatore G., Mazzi F. and Biagioni R. (2015), *La Value Relevance delle spese di ricerca e sviluppo nelle società quotate italiane*, in "Rivista dei dottori commercialisti", Giuffrè, vol. 66 fasc. 1, [1-26]
- Lucianetti L. and Cocco A. (2011), *Risorse immateriali e value relevance dell'informativa contabile*, FrancoAngeli, Milano
- Maddala G. S. (2001), *Introduction to Econometrics (Third ed.)*, Wiley, New York
- Manera M. and Galeotti M. (2005), *Microeconometria. Metodi e Applicazioni*, Carocci, Roma
- Mechelli A. (2011), *La value relevance del comprehensive income e dei suoi componenti: un'indagine sperimentale*, in "Rivista Italiana di Ragioneria e di Economia Aziendale", No. 3-4 [128-142]



- Mechelli A. (2012), *The Value Relevance of Adopting IASB Standards in Weak Equity Countries*, in *Economia Aziendale Online*, Vol. 3, No. 1 [59-74]
- Mechelli A. (2013), *La Value Relevance del bilancio di esercizio. Modelli, metodologie di ricerca ed evidenze empiriche*, Giappichelli editore, Torino
- Mechelli A. and Cimini R. (2013), *Assessing value relevance of comprehensive income in European banks and other financial institutions*, in "Financial Reporting, No. 1 [13-41]
- Mella P. (1987), *I criteri di valutazione del capitale. La valutazione delle attività e delle passività nelle diverse configurazioni del capitale d'impresa*, in "Contabilità e Bilancio", No. 31
- Monahan S. J. (2003), *Conservatism, Growth and the Role of Accounting Numbers in the Fundamental Analysis Process*, in "Review of Accounting Studies", Vol. 10, No. 2-3 [227-260]
- Mottura P. and Paci S. (2009), *Banca. Economia e gestione*, Egea, Milano
- Muhammad Y. A. and Lode N. A. (2015), *Value Relevance of Liabilities and Non-Performing Loans in Emerging Market: IFRS Adoption in Nigeria*, in "Advanced Science Letters, Volume 21, Number 6, June [2015-2019]
- Ohlson J.A. (1995), *Earnings, Book Values and Dividends in Equity Valuation*, in "Contemporary Accounting Research", Spring, Vol. 11, No. 2 [661-687]
- Ohlson J.A. (2001), *Earnings, Book Values, and Dividends in Equity Valuation: an Empirical Perspective*, in "Contemporary Accounting Research", Vol. 18, No. 1 [107-120]
- Onida P., *Economia d'azienda*, Utet, Torino, 1971
- Pavan A. and Paglietti P. (2011), *La Value Relevance dell'informativa di bilancio: dai principi contabili italiani agli standard contabili internazionali*, in "Rivista Italiana di Ragioneria e di Economia Aziendale", No. 1-2 [19-32]
- Peasnell K. V. (1982), *Some Formal Connections Between Economic Values and Yields and Accounting Numbers*, in "Journal of Business Finance and Accounting", Vol. 9, No. 3 [361-381]
- Pearl J., (2000), *Causality: Models, Reasoning, and Inference*, Cambridge University Press, New York
- Pearl J., (2001), *Direct and Indirect Effects*, in "Proceedings of the Seventeenth Conference on Uncertainty in Artificial Intelligence", Morgan Kaufmann, San Francisco (CA)
- Pearl J., (2003), *Statistics and Causal Inference: A Review*, in "Test Journal", Vol. 12, No. 2 [281-345]
- Romagnoli A. (2007), *Indici di bilancio e rendimenti di borsa: un'analisi per le banche italiane*, Temi di discussione Banca d'Italia - Eurosystema, No. 648 [available at: <https://www.bancaditalia.it>]
- Rubin D. B. (1976), *Inference and missing data*, in "Biometrika", vol. No. 63, Issue 3-December [581-592]
- Rubin D. B. (1987), *Multiple imputation for non-response in survey*, John Wiley, New York.
- Rutigliano M. (2012), *Le analisi per la valutazione delle banche*, in "Rutigliano M. (a cura di), L'analisi del bilancio delle banche. Rischi, misure di performance, adeguatezza patrimoniale", Egea, Milano
- Silvestri A. and Veltri S. (2012), *A test of the Ohlson model on the Italian Stock Exchange*, in "Accounting & Taxation" volume 4, No. 1
- Warfield T. D. and WILD J. J. (1992), *Accounting Recognition and the Relevance of Earnings as an Explanatory Variable for Returns*, in "The Accounting Review", Vol. 67, No. 4 [821-842]
- Veltri S. and Ferraro O. (2012), *La value relevance incrementale dell'other comprehensive income rispetto al net income. Un'analisi sulle società quotate in Italia*, Financial Reporting, No. 3
- Watts R. L. and Zimmerman J. (1986), *Positive Accounting Theory*, Prentice-Hall, Englewood Cliffs, New York
- Watts R. L. and Zimmerman J. (1990), *Positive accounting theory: a ten-year perspective*, in "The Accounting Review", Vol. 65, No. 1 [131-156]
- Vermiglio F. (1989), *Valutazione dell'azienda in occasione di trasferimento*, in "Il trasferimento di azienda. Aspetti civilistici e fiscali", Edizioni giuridiche Buttitta, Palermo