

RIVISTA BANCARIA
MINERVA BANCARIA



www.rivistabancaria.it

ISTITUTO DI CULTURA BANCARIA «FRANCESCO PARRILLO»

Luglio-Agosto 2018

Tariffa Regime Libero:-Poste Italiane S.p.a.-Spedizione in abbonamento Postale-70%-DCB Roma

4

RIVISTA BANCARIA MINERVA BANCARIA

COMITATO SCIENTIFICO (*Editorial board*)

PRESIDENTE (*Editor*):

GIORGIO DI GIORGIO, Università LUISS Guido Carli, Roma

MEMBRI DEL COMITATO (*Associate Editors*):

PAOLO ANGELINI, Banca d'Italia	GIOVANNI FERRI, Università LUMSA
MASSIMO BELCREDI, Università Cattolica del S.C.	FRANCO FIORELISI, Università degli Studi "Roma Tre"
EMILIA BONACCORSI DI PATTI, Banca d'Italia	LUCA FIORITO, Università degli Studi di Palermo
CONCETTA BRESCIA MORRA, Università degli Studi del Sannio	FABIO FORTUNA, Università Niccolò Cusano
FRANCESCO CANNATA, Banca d'Italia	EUGENIO GAIOTTI, Banca d'Italia
ALESSANDRO CARRETTA, Università degli Studi di Roma "Tor Vergata"	GUR HUBERMAN, Columbia University
ENRICO MARIA CERVELLATI, Università di Bologna	AMIN N. KHALAF, Ernst & Young
RICCARDO CESARI, Università di Bologna e IVASS	MARIO LA TORRE, Sapienza - Università di Roma
NICOLA CETORELLI, New York Federal Reserve Bank	RAFFAELE LENER, Università degli Studi di Roma "Tor Vergata"
N.K. CHIDAMBARAN, Fordham University	NADIA LINCIANO, CONSOB
MARIO COMANA, LUISS Guido Carli	PINA MURÉ, Sapienza - Università di Roma
GIANNI DE NICOLÒ, International Monetary Fund	FABIO PANETTA, Banca d'Italia
RITA D'ECCLESIA, Sapienza - Università di Roma	ALBERTO FRANCO POZZOLO, Università degli Studi del Molise
GIOVANNI DELL'ARICCIA, International Monetary Fund	ZENO ROTONDI, Unicredit Group
STEFANO DELL'ATTI, Università degli Studi di Foggia	ANDREA SIRONI, Università Bocconi
CARMINE DI NOIA, CONSOB	MARIO STELLA RICHTER, Università degli Studi di Roma "Tor Vergata"
LUCA ENRIQUES, University of Oxford	MARTI SUBRAHMANYAM, New York University
	ALBERTO ZAZZARO, Università Politecnica delle Marche

Comitato Accettazione Saggi e Contributi:

GIORGIO DI GIORGIO (*editor in chief*) - Domenico Curcio (*co-editor*)

Alberto Pozzolo (*co-editor*) - Mario Stella Richter (*co-editor*)

Direttore Responsabile: Giovanni Parrillo

Comitato di Redazione: Francesco Baldi, Alfonso Del Giudice, Vincenzo Formisano, Stefano Marzioni, Federico Nucera, Biancamaria Raganelli, Stefania Sylos Labini, Giuseppe Zito.

ISTITUTO DI CULTURA BANCARIA «FRANCESCO PARRILLO»

PRESIDENTE

CLAUDIO CHIACCHIERINI

VICE PRESIDENTI

MARIO CATALDO - GIOVANNI PARRILLO

CONSIGLIO

TANCREDI BIANCHI, FABRIZIO D'ASCENZO, GIAN GIACOMO FAVERIO, ANTONIO FAZIO,
GIUSEPPE GUARINO, PAOLA LEONE, ANTONIO MARZANO, FRANCESCO MINOTTI,
PINA MURÉ, FULVIO MILANO, ERCOLE P. PELLICANO',
CARLO SALVATORI, MARIO SARCINELLI, FRANCO VARETTO

RIVISTA BANCARIA

MINERVA BANCARIA

ANNO LXXIV (NUOVA SERIE)

LUGLIO-AGOSTO 2018 N. 4

SOMMARIO

Editoriale

- G. DI GIORGIO La struttura a termine dei tassi
e le previsioni macroeconomiche 3

Saggi

- P. CRISPINO *Bank Ownership and Performance in Time of Crisis:
Evidence from Italy* 7

Contributi

- F. BALDI I fondi infrastrutturali quali intermediari emergenti
nella finanza di progetto: funzionamento
e mercati di riferimento 49

Saggi - Sezione giovani

- D. VALENTE Idiosyncratic Volatility Score 79

Rubriche

- Regulatory framework adequacy: quesiti aperti per le banche
di dimensione non qualificata
(*R. Cocozza*) 109

- Il ruolo della vigilanza bancaria in Italia: il dibattito tra riservatezza e stabilità
(*P. Murè, M. Spallone*)..... 117

- Normativa e meccanismi di gestione del rischio dei contratti derivati OTC
non compensati centralmente
(*S. Alato*) 125

- Osservatorio sul Credito al Dettaglio Assofin, CRIF e Prometeia (44^a edizione)
(*K. Van Toorenburg, D. Bastianelli, R. Romeo*)..... 137

- Bankpedia: MINT: le nuove economie emergenti
(*G. Aversa*)..... 143

Recensioni

- A. Boitani, *Sette luoghi comuni sull'economia*
(*L. Paliotta*) 151

RIVISTA BANCARIA - MINERVA BANCARIA

Rivista Bancaria - Minerva Bancaria è sorta nel 1936 dalla fusione fra le precedenti Rivista Bancaria e Minerva Bancaria. Dal 1945 - rinnovata completamente - la Rivista ha proseguito senza interruzioni l'attività di pubblicazione di saggi e articoli in tema di intermediazione bancaria e finanziaria, funzionamento e regolamentazione del sistema finanziario, economia e politica monetaria, mercati mobiliari e finanza in senso lato.

Particolare attenzione è dedicata a studi relativi al mercato finanziario italiano ed europeo.

La Rivista pubblica 6 numeri l'anno, con possibilità di avere numeri doppi.

Spedizione in abbonamento postale - Pubblicazione bimestrale - 70% - Roma

Note per i collaboratori: *Gli articoli ordinari possono essere presentati in italiano o in inglese e devono essere frutto di ricerche originali e inedite. Ogni articolo viene sottoposto alla valutazione anonima di due referee selezionati dal Comitato Scientifico, ed eventualmente da un membro dello stesso.*

Gli articoli accettati sono pubblicamente scaricabili (fino alla pubblicazione cartacea) sul sito della rivista: www.rivistabancaria.it

Gli articoli dovranno essere corredati da una sintesi in italiano e in inglese, di massimo 150 parole. Per maggiori indicazioni sui criteri redazionali si rinvia al sito della Rivista.

La Rivista ospita anche, periodicamente, interventi pubblici, atti di convegni patrocinati dalla Rivista stessa, dibattiti, saggi ad invito e rubriche dedicate. Questi lavori appaiono in formato diverso dagli articoli ordinari.

La responsabilità di quanto pubblicato è solo degli autori.

Gli autori riceveranno in omaggio tre copie della Rivista

Gli articoli possono essere sottomessi inviando una email al seguente indirizzo: redazione@rivistabancaria.it

Istituto di Cultura Bancaria “Francesco Parrillo”

L'Istituto di Cultura Bancaria è un'associazione senza finalità di lucro fondata a Milano nel 1948 dalle maggiori banche dell'epoca allo scopo di diffondere la cultura bancaria e di provvedere alla pubblicazione della Rivista. La Rivista è stata diretta dal 1945 al 1974 da Ernesto d'Albergo e poi per un altro trentennio da Francesco Parrillo, fino al 2003. In questo secondo periodo, accanto alla trattazione scientifica dei problemi finanziari e monetari, la rivista ha rafforzato il suo ruolo di osservatorio attento e indipendente della complessa evoluzione economica e finanziaria del Paese. Giuseppe Murè, subentrato come direttore dal 2003 al 2008, ha posto particolare accento anche sui problemi organizzativi e sull'evoluzione strategica delle banche. Nel 2003, l'Istituto di Cultura Bancaria è stato dedicato alla memoria di Francesco Parrillo, alla cui eredità culturale esso si ispira.

Editrice Minerva Bancaria srl

DIREZIONE E REDAZIONE Largo Luigi Antonelli, 27 – 00145 Roma
redazione@rivistabancaria.it

AMMINISTRAZIONE

EDITTRICE MINERVA BANCARIA S.r.l.

presso P&B Gestioni Srl, Viale di Villa

Massimo, 29 - 00161 - Roma -

Fax +39 06 83700502

amministrazione@edittriceminervabancaria.it

Segui Editrice Minerva Bancaria su: 

IDIOSYNCRATIC VOLATILITY SCORE

DAVIDE VALENTE*

Sintesi

Le informazioni di bilancio inglobano drivers di volatilità non pienamente riflessi nel prezzo delle opzioni. La congettura alla base di questo elaborato poggia su un'ipotesi di sistematica underreaction (overreaction) degli investitori naive rispetto ai reali valori di volatilità idiosincronica¹ (volatilità implicita). L'idea del presente lavoro è quella di impiegare l'analisi fondamentale al fine di ottenere un indicatore sintetico, di tipo quantitativo, in grado fornire segnali long/short utili ai processi di securities selection volti alla costruzione di portafogli di volatilità. Il framework di riferimento è quello delle strategie di investimento non direzionali (delta – neutral investment strategies). Nella prima parte dell'elaborato è stata condotta un'analisi econometrica volta ad individuare delle relazioni tra drivers contabili e variabilità dei rendimenti azionari. Successivamente, muovendosi con una logica simile a *Goodman et al. (2012)*, è stato ideato lo strumento IVS (Idiosyncratic Volatility Score) contraddistinto da una capacità discriminante estremamente accurata sia in ottica portfolio che a livello firm specific. Il campione di riferimento è costituito dalle banche appartenenti all'indice StoxxEurope600*.

* Davide Valente, MSc (EMIF - Università Cattolica del Sacro Cuore di Milano). Investment Risk Analyst, UBS Asset Management +393349654555 | valente.davide@hotmail.it

1 I termini “volatilità idiosincronica” e “volatilità di bilancio” assumono il medesimo significato nel presente elaborato

Idiosyncratic Volatility Score – Abstract

Financial statements embed volatility drivers not fully reflected in the options market. The strongest assumption of this paper is based on a systematic underreaction (overreaction) of naive investor compared to real values of idiosyncratic volatility (implied volatility). The purpose of this essay is to employ the fundamental analysis in order to get a quantitative indicator useful for the securities selection process aimed in building hedge volatility portfolios. The analysis' framework regards the area of delta – neutral investment strategies. Firstly, I implemented a fixed effects panel regression by analysing the relation between financial statements and market volatility. Secondly, using an approach similar to Goodman et al. (2012), I created an Idiosyncratic Volatility Score (IVS) characterised by a high accuracy in both portfolio and firm specific perspective. The sample consists of listed banks composing the StoxxEurope600® Banks index.

Parole chiave: Banche, Analisi fondamentale, Volatilità, Security selection, Segnali contabili, Delta-nulla, Asset Management, Risk Management..

Codici JEL: G11, M41.

Keywords: Banks, Fundamental analysis, Volatility, Security selection, Accounting signals, Delta-neutral, Asset Management, Risk Management..

Introduzione

L'obiettivo che si propone il presente elaborato è quello di sviluppare uno strumento di supporto alle strategie di investimento non direzionali² (delta – neutral investment strategies). L'investimento in volatilità non sfugge dall'esigenza di un corretto processo di security selection. Il modello proposto, tenendo conto di tale aspetto, rappresenta una risposta concreta a tale necessità. L'idea alla base è quella di utilizzare le informazioni del bilancio al fine di ottenere un indicatore sintetico, di tipo quantitativo, in grado fornire segnali long/short utili alla costruzione di portafogli di volatilità.

Nella prima parte della trattazione verrà effettuata un'analisi contemporanea volta a verificare la presenza di una o più relazioni tra fondamentali di bilancio e volatilità. Da un punto di vista econometrico, in tale fase saranno implementate regressioni con dati panel ad effetti fissi. Successivamente, ponendosi in ottica multi-periodale, si procederà all'elaborazione di un modello che consenta di impiegare le informazioni di bilancio con logiche predittive. Il conseguente hedge volatility portfolio verrà costruito sulla base dei segnali forniti da un indicatore denominato Idiosyncratic Volatility Score (IVS). Nella parte conclusiva, oltre ad effettuare un'analisi retrospettiva (Backtesting) volta a misurare l'accuracy dello strumento ideato, saranno implementati diversi test parametrici al fine di accertare la robustezza dei risultati da un punto di vista statistico – econometrico.

Il resto dell'esposizione è organizzato come segue: nella prima sezione verranno formulati i quesiti di ricerca e sarà fornita una rassegna della letteratura presente in materia. La seconda sezione è dedicata all'esposizione della metodologia di ricerca. Prima di tutto verrà descritto il campione impiegato nelle analisi, successivamente si procederà all'illustrazione del modello quantitativo e all'analisi degli output. Nella terza sezione sarà implementato un modello di forecast illustrando in dettaglio i vari step relativi alla costruzione dello stesso. Nella medesima sezione, verrà effettuata un'analisi retrospettiva (Backtesting) al fine misurare l'accuracy dell'indicatore IVS e saranno implementati test parametrici di robustezza econometrica. Infine, nelle conclusioni, saranno discussi i principali risultati ottenuti nonché il contributo scientifico apportato dal presente elaborato.

2 Le strategie di investimento non direzionali (delta – neutral investment strategies) consentono all'asset manager di conseguire un profitto anomalo se la variabilità del portafoglio è maggiore di quella attesa dal mercato. Tali strategie, implementate il più delle volte attraverso straddle options e/o volatility swap, riescono a realizzare profitti indipendentemente dalla direzione del prezzo in quanto caratterizzate da delta nullo.

1. Quesiti di ricerca e rassegna della letteratura

1.1 Quesiti di ricerca

La congettura alla base del presente elaborato poggia su un'ipotesi di sistemica underreaction (overreaction) degli investitori naive rispetto ai reali valori di volatilità idiosincratca (volatilità implicita).

È noto come gli operatori, nel formulare le proprie aspettative, ricorrano ad una misura di volatilità implicita derivata dall'equazione di *Black et al. (1973)*. Questo comportamento è razionale in quanto la medesima può essere interpretata come una proxy del sentiment di mercato. Tuttavia gli operatori - nel formulare le proprie aspettative - potrebbero attribuire un peso eccessivo a questo tipo di informazione, dimenticando la componente di volatilità idiosincratca derivante dal bilancio.

Christensen et al. (1998) e *Panda et al. (2008)* hanno analizzato questo tema stimando una relazione non troppo diversa dalla seguente:

$$\sigma_{RV_T} = \alpha_0 + \beta_i \sigma_{IV_i} + \varepsilon_t \quad [1]$$

dove:

- σ_{RV_T} è la volatilità realizzata nel periodo compreso tra t e T ;
- σ_{IV_i} è la volatilità implicita di un'opzione call at the money all'inizio del periodo t .

Se σ_{IV_i} fosse uno stimatore non distorto della volatilità realizzata, dovremmo aspettarci i seguenti valori nei parametri $\{\alpha_0, \beta_i\} = \{0, 1\}$. La letteratura prevalente, invece, ha ottenuto parametri $\{\alpha_0, \beta_i\} \neq \{0, 1\}$ esattamente in linea con le nostre aspettative. Attribuire un peso eccessivo alla volatilità implicita, senza considerare il contenuto informativo della componente idiosincratca derivante dal bilancio, è un classico errore operativo commesso dall'investitore naive.

L'idea alla base del presente elaborato è quella di utilizzare le informazioni contabili al fine di ottenere un indicatore sintetico, di tipo quantitativo, in grado fornire segnali long/short utili alla costruzione di portafogli di volatilità nell'ambito di strategie di investimento non direzionali. Risulta chiaro che, al fine della costruzione del modello di forecast, è necessario verificare in modo preliminare l'esistenza di una o più relazioni tra le variabili in oggetto.

Muovendo da quest'ultima considerazione è possibile giungere al primo quesito di ricerca del lavoro: Vi è una relazione tra fondamentali di bilancio e volatilità che si realizza nel mercato? In altri termini: È utile far riferimento a delle proxy contabili in un contesto orientato allo studio della variabilità dei corsi azionari? Procedendo con una logica simile a Lev et al. (1993), si cercherà di individuare una relazione contemporanea tra:

$$\text{Ln}(\sigma_{RV_{i,t}}) = f(S_{j,i,t}) \quad [2]$$

dove:

- $\text{Ln}(\sigma_{RV_{i,t}})$ è una misura della volatilità realizzata sul mercato;
- $S_{j,i,t}$ sono drivers contabili della banca *i-esima* nel periodo *t-esimo*.

Gli operatori, nel formulare le proprie aspettative, considerano la volatilità idiosincratICA derivante dall'instabilità dei fondamentali di bilancio? L'investitore naive potrebbe omettere nelle proprie valutazioni quello che è un tassello essenziale. Risulta chiaro che - in un simile contesto - sono numerose le opportunità di investimento. Da tali considerazioni è possibile giungere al quesito di ricerca principale del presente studio: È possibile impiegare l'analisi fondamentale al fine di ottenere un indicatore sintetico - di tipo quantitativo - in grado fornire segnali long/short utili alla costruzione di strategie di investimento non direzionali?

L'investimento in volatilità non sfugge dall'esigenza di un corretto processo di securities selection. Il modello proposto, tenendo conto di tale aspetto, rappresenta una risposta concreta a tale necessità. Come già accennato in precedenza, condurre uno studio di questo tipo presuppone un attento studio di quella che è la relazione esistente tra le variabili in oggetto. Molteplici autori tra cui *Kormendi et al. (1987)*, *Easton et al. (1989)*, *Ali et al. (1992)*, *Ou et al. (1989)* e *Lev et al. (1993)* hanno analizzato la relazione tra fondamentali di bilancio e rendimenti azionari. In questo elaborato, invece, la variabile oggetto d'analisi non è rappresentata dal prezzo bensì da una versione scalata dello stesso. La metrica utilizzata nel modello econometrico è la realized volatility.

1.2 Rassegna della letteratura

In letteratura, sono diversi gli studi che hanno analizzato la relazione tra volatilità e fondamentali di bilancio. Per questo motivo, è importante sottolineare le caratteristiche distintive del presente elaborato: 1) L'analisi è focalizzata sull'industria bancaria europea 2) Le relazioni individuate sono sfruttate in ottica multi periodale al fine di effettuare previsioni di volatilità. Di seguito, una breve ma completa rassegna della letteratura presente in materia. *Resti et al. (2008)*, analizzando diversi modelli à la *Merton*, sottolineano come la volatilità del rendimento del capitale azionario sia una funzione della volatilità dell'attivo. *Pastor et al. (2003)* individuano una relazione inversa tra *size* e tassi di volatilità. Questo risultato è coerente con il lavoro di *Fama et al. (1992)* che individua nella *Size* piuttosto che nel *Beta* la reale proxy di rischio per un'impresa. *Chan et al. (2001)* analizzando le società quotate presso i mercati Amex, NYSE e Nasdaq individuano una relazione positiva, statisticamente significativa, tra la variabilità dei rendimenti e le spese in ricerca e sviluppo. *Rajgopal et al. (2011)* realizzano un'analisi cross-section al fine di indagare la relazione tra tassi di volatilità e qualità degli utili. Focalizzandosi sul mercato giapponese, gli autori individuano una relazione negativa. *Wei et al. (2006)* in uno studio simile rilevano una relazione positiva tra il deterioramento nei risultati di conto economico e i tassi di volatilità. In particolare tale relazione è ancor più marcata per le società neo quotate. I risultati dello studio appena citato, sono coerenti con i lavori di *Belcredi et al. (1995)*, e *Teoh et al. (1998)*. Gli autori dimostrano che i managers delle società neo quotate, negli anni pre-listed, spesso pongono in essere politiche di earnings management attraverso una gestione aggressiva degli accruals. *Belcredi et al. (1995)* inoltre fanno notare che le società IPO ricorrono al debito di medio-lungo termine più di quanto facciano le società non quotate. Quindi, le flessioni che si registrano in conto economico nel periodo post IPO potrebbero derivare: 1) dal processo di mean reversion degli accruals e 2) dal deterioramento della gestione finanziaria. Per tali ragioni il mercato risulterebbe maggiormente nervoso nei confronti delle società neo quotate. È possibile ottenere ulteriori conferme relative a questo tema guardando a *Hutton et al. (2008)*. In questo studio viene analizzata la relazione tra la trasparenza/opacità dei bilanci e la distribuzione dei rendimenti azionari.

Gli autori analizzano l'opacità di bilancio misurando la componente discrezionale degli accruals:

$$\begin{aligned}
 & \text{DiscAcc} \\
 &= \frac{\text{TA}_{i,t}}{\text{Assets}_{i,t-1}} - \left(\alpha_0 \frac{1}{\text{Assets}_{i,t-1}} \right. \\
 &+ \beta_1 \frac{\Delta \text{Sales}_{i,t} - \Delta \text{Receivables}_{i,t}}{\text{Assets}_{i,t-1}} \\
 &+ \left. \beta_2 \frac{\Delta \text{PPE}_{i,t}}{\text{Assets}_{i,t-1}} \right) \quad [3]
 \end{aligned}$$

dove:

- $\text{TA}_{i,t}$ è una misura degli accruals della società *i-esima* nel periodo *t-esimo*
- $\Delta \text{Sales}_{i,t}$, $\Delta \text{Receivables}_{i,t}$ e $\Delta \text{PPE}_{i,t}$ sono le differenze prime di vendite, crediti e immobili, impianti e macchinari.

In base ai risultati di questo lavoro, le società che presentano un'elevata componente discrezionale nella gestione degli accruals fanno registrare maggiori tassi di volatilità. In altri termini, le società pre-listed che hanno posto in essere aggressive politiche di earnings management risultano maggiormente volatili nei periodi successivi. Continuando con la rassegna dei lavori presenti in letteratura, è utile guardare a *Vuolteenaho (2002)*. L'autore attraverso un modello vettoriale di tipo auto regressivo disaggrega i tassi di rendimento delle società analizzate in due componenti: variazioni nelle aspettative del cash flow (Cash-flow news) e variazioni nei tassi di attualizzazione. È interessante notare come sussista una relazione positiva tra la componente Cash-flow news e la variabilità dei rendimenti delle società analizzate. *Sridharan (2015)* indaga la relazione tra fondamentali di bilancio e volatilità focalizzando l'analisi sulle società appartenenti all'indice S&P500. L'autrice, sulla base dei lavori presenti in letteratura, seleziona otto variabili contabili rilevanti: Size, Book-to-market ratio, Cash flow volatility, Earnings opacity, Research and development expenditure, Sales growth, Return on assets, and Leverage. Viene individuata una relazione negativa per le variabili Size, ROA e Leverage. La relazione tra la volatilità e le variabili R&D expenditure, Cash flow volatility e Book-to-market ratio risulta invece essere positiva. Anche per il regressore Earnings opacity viene individuata una relazione positiva. Quest'ultimo risultato è in linea con *Wei et al. (2003)* e *Hutton et al. (2008)*. *Duffee (2002)* analizza il fenomeno

della volatilità asimmetrica tale per cui la deviazione standard dei rendimenti azionari è più (meno) elevata nelle fasi downturn (upturn) del ciclo economico. Secondo l'autore le variazioni che si registrano nello stato patrimoniale sono la primaria fonte esplicativa del fenomeno in oggetto. Anche in ambito bancario si rileva la presenza di volatilità asimmetrica. La volatilità media del nostro campione è stata notevolmente più alta nelle fasi di mercato downswing. *Goodman et al. (2013)*, analizzando il mercato delle opzioni, rilevano una forte correlazione tra i segnali fondamentali e i rendimenti di una strategia straddle suggerendo che il contenuto informativo di bilancio non è pienamente incorporato nel prezzo delle opzioni. Infine, *Giuliano (2012)* effettua un'analisi delle componenti principali (PCA) al fine di identificare i fattori che influenzano maggiormente la volatilità delle poste di stato patrimoniale. Secondo l'autore, le società caratterizzate da una struttura del capitale subottimale presentano maggiori livelli di volatilità idiosincronica.

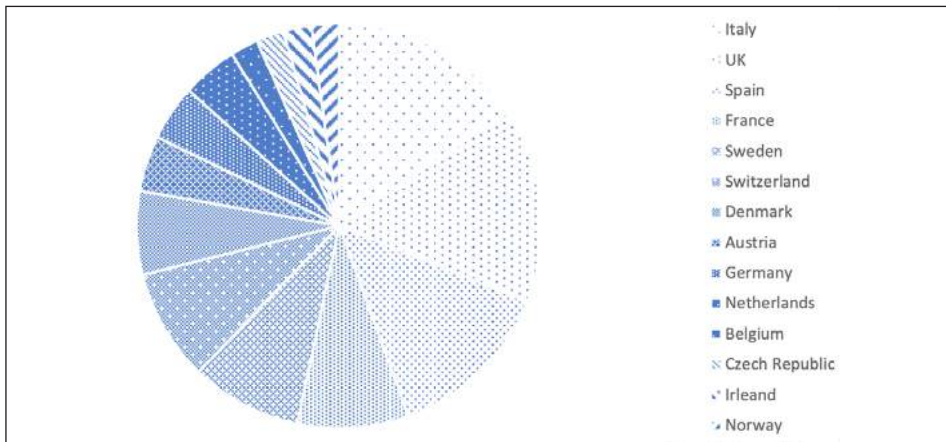
2. Campione di riferimento, Metodologia operativa e risultati empirici

2.1 Campione di riferimento

L'attenzione è focalizzata sull'industria bancaria europea. Il campione di riferimento del presente elaborato è costituito dalle istituzioni finanziarie appartenenti all'indice StoxxEurope600[®]. La scelta di limitare l'analisi al settore bancario europeo è stata dettata dalla necessità di evitare riproposizioni di lavori già presenti in letteratura. Nel paragrafo dedicato alla rassegna bibliografica è possibile notare come diversi autori abbiano analizzato la relazione tra variabili contabili e volatilità di mercato. Tali studi tuttavia non discriminano per settore e, spesso, sono focalizzati sul mercato azionario americano e giapponese. Il presente elaborato, invece, è relativo al mercato europeo ed identifica un settore specifico: l'industria bancaria. Da un punto di vista informatico il database utilizzato è Datastream. In particolare si è fatto ricorso alla macro *request table* per l'organizzazione dei dati. I valori sono stati scaricati in euro. Il Dataset è costituito da dati longitudinali. Al fine di ottenere un panel bilanciato, nelle analisi econometriche relative al primo quesito di ricerca sono state eliminate alcune società in quanto caratterizzate da un numero eccessivo di osservazioni mancanti. Tenendo conto di tale aggiustamento, il campione finale è costituito da 37 unità statistiche osservate per 11 diversi periodi per un totale di 407 osservazioni. Le banche italiane, spagnole e britanniche sono

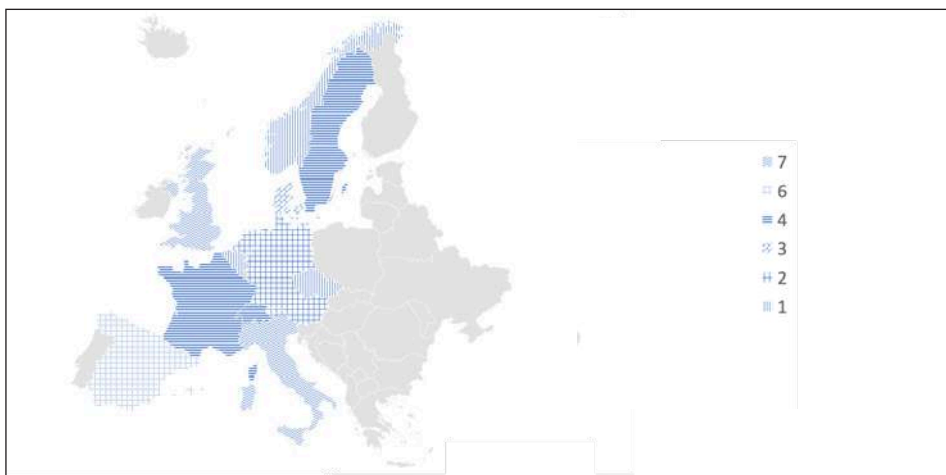
quelle maggiormente presenti nel campione (*Fig. I e Fig. II*). Per una descrizione maggiormente analitica è possibile far riferimento alla *Tab. I*. Il periodo di riferimento dell'analisi è compreso nell'intervallo 2006 – 2016 in quanto i bilanci consolidati delle società i cui titoli sono negoziati presso un mercato pubblico sono redatti utilizzando regole comuni solo a partire dal 1 gennaio 2005 (Cfr. Art 4 del regolamento 1606/2002). In presenza di principi contabili differenti non avrebbe senso condurre un'analisi di questo tipo. Le minacce alla validità esterna derivanti dalle differenze di contesto risulterebbero eccessive e non sarebbe possibile generalizzare i risultati dello studio.

Figura 1 - Banche per paese



Fonte: Thomson Reuters Datastream

Figura 2 - Distribuzione geografica banche del campione



Fonte: Thomson Reuters Datastream

Tabella 1 - Elenco analitico banche del campione

Ticket Datastream	Name	Market	Market	N.
HSBA	HSBC HDG	UK	Italy	7
E:SCH	BANCO SANTANDER	Spain	UK	7
F:BNP	BNP PARIBAS	France	Spain	6
LLOY	LLOYDS BANKING GROUP	UK	France	4
H:INGA	ING GROEP	Netherlands	Sweden	4
S:UBSG	UBS GROUP	Switzerland	Switzerland	4
E:BBVA	BBV.ARGENTARIA	Spain	Denmark	3
BARC	BARCLAYS	UK	Austria	2
W:NDA	NORDEA BANK	Sweden	Germany	2
I:ISP	INTESA SANPAOLO	Italy	Netherlands	2
F:CRDA	CREDIT AGRICOLE	France	Belgium	1
F:SGE	SOCIETE GENERALE	France	Czech Republic	1
I:UCG	UNICREDIT	Italy	Irleand	1
RBS	ROYAL BANK OF SCTL.GP.	UK	Norway	1
S:CSGN	CREDIT SUISSE GROUP N	Switzerland		
DK:DAB	DANSKE BANK	Denmark		
STAN	STANDARD CHARTERED	UK		
B:KB	KBC GROUP	Belgium		
D:DBKX	DEUTSCHE BANK (XET)	Germany		
W:SVK	SVENSKA HANDBKN'A'	Sweden		
E:CABK	CAIXABANK	Spain		
W:SWED	SWEDBANK 'A'	Sweden		
N:DNB	DNB	Norway		
H:ABN	ABN AMRO GROUP	Netherlands		
W:SEA	SEB 'A'	Sweden		
F:KN@F	NATIXIS	France		
O:ERS	ERSTE GROUP BANK	Austria		
E:BSAB	BANCO DE SABADELL	Spain		
E:BKIA	BANKIA	Spain		
BKIR	BANK OF IRELAND	Irleand		
D:CBKX	COMMERZBANK (XET)	Germany		
S:BAER	JULIUS BAR GRUPPE	Switzerland		
I:MB	MEDIOBANCA BC.FIN	Italy		
E:BKT	BANKINTER 'R'	Spain		
O:RAI	RAIFFEISEN BANK INTL.	Austria		
I:BP	BANCO BPM	Italy		
I:UBI	UNIONE DI BANCHE ITALIAN	Italy		
I:BPE	BPER BANCA	Italy		
CYBG	CYBG	UK		
CZ:KOM	KOMERCNI BANKA	Czech Republic		
MTRO	METRO BANK (WI)	UK		
I:FCBK	FINECOBANK SPA	Italy		
DK:JYS	JYSKE BANK	Denmark		
DK:SYD	SYDBANK	Denmark		
S:CMB	CEMBRA MONEY BANK N ORD	Switzerland		

Fonte: Thomson Reuters Datastream

2.2 Metodologia operativa e modello econometrico

Considerato l'obiettivo³ del presente lavoro, è essenziale verificare in modo preliminare l'esistenza di una o più relazioni tra le variabili in oggetto. A tal fine è stato elaborato un modello regressivo con dati panel ad effetti fissi. Tale metodologia operativa limita il problema delle distorsioni da variabili omesse. I dataset di tipo panel, inoltre, consentono di filtrare un maggior numero di informazioni riducendo il rischio di collinearità. Una scelta differente poteva essere quella di optare per un modello ad effetti casuali. Si è preferito il modello ad effetti fissi a seguito dell'indicazione ottenuta dall'implementazione di un apposito test di Hausman. Il modello al quale si farà riferimento per l'intero proseguo della trattazione è il seguente:

$$\begin{aligned}
 \ln(\sigma_{CA_{i,t}}) = & \beta_{1i} + \beta_2 PRETAX_MARGIN_{i,t} & [4] \\
 & + \beta_3 \left(\frac{OPERATING_CASHFLOW}{FIXED_CHARGES} \right)_{i,t} \\
 & + \beta_4 \left(\frac{NON_PERFORMING_LOANS}{RESERVE_LOAN_LOSSES} \right)_{i,t} \\
 & + \beta_5 \left(\frac{CET1}{TOT_DEPOSITS} \right)_{i,t} + \beta_6 \left(\frac{DEBT}{CET1} \right)_{i,t} \\
 & + \beta_7 Dummy_{Break_up} \\
 & + \beta_8 [(PRETAX_MARGIN)_{i,t} * Dummy_{Break_up}] \\
 & + \beta_9 \left[\left(\frac{OPERATING_CASHFLOW}{FIXED_CHARGES} \right)_{i,t} \right. \\
 & \left. * Dummy_{Break_up} \right] \\
 & + \beta_{10} \left[\left(\frac{NON_PERFORMING_LOANS}{RESERVE_LOAN_LOSSES} \right)_{i,t} \right. \\
 & \left. * Dummy_{Break_up} \right] \\
 & + \beta_{11} \left[\left(\frac{CET1}{TOT_DEPOSITS} \right)_{i,t} * Dummy_{Break_up} \right] \\
 & + \beta_{12} \left[\left(\frac{DEBT}{CET1} \right)_{i,t} * Dummy_{Break_up} \right] + \varepsilon_{it}
 \end{aligned}$$

3 [...] L'obiettivo di questo lavoro è quello di impiegare l'analisi fondamentale al fine di ottenere un indicatore sintetico, di tipo quantitativo, in grado fornire segnali long/short utili ai processi di securities selection volti alla costruzione di portafogli di volatilità nell'ambito di strategie di investimento non direzionali. Lo scopo dunque è quello di utilizzare l'approccio fondamentale in un contesto orientato allo studio della variabilità dei rendimenti azionari delle banche europee.

Al fine di ottenere un modello calibrato che tenesse conto del break strutturale⁴ verificatosi nel periodo relativo alla *crisi Lehman*, è stata introdotta nell'equazione una variabile dummy (0,1):

$$Dummy_{Break_up} = \begin{cases} 0 & \text{se } t < 2008 \\ 1 & \text{se } t > 2008 \end{cases}$$

La variabile dicotomica consente di interpretare il cambiamento verificatosi nella pendenza e nell'intercetta a seguito dello shock intervenuto in quel determinato *bucket*.

La variabile dipendente del modello è rappresentata dal logaritmo naturale della volatilità fatta registrare dalla società i nel periodo t .

In formule:

$$\ln(\sigma_{CA_{it}}) = Ln \left[\sqrt{252} * \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \ln \left(\frac{P_i}{P_{i-1}} \right)^2} \right] \quad [5]$$

In particolare tale misura è calcolata su 30 giorni e poi annualizzata per una costante pari a 252 relativa al numero di giorni lavorativi. Si è fatto riferimento ai 15 giorni antecedenti e ai 15 giorni successivi alla data di pubblicazione del bilancio. Le variabili esplicative sono rappresentate dai ratios di bilancio delle banche appartenenti al campione. Sono stati impiegati indici di profittabilità, leverage, liquidità e solidità strutturale. I drivers contabili inizialmente considerati erano 64. Attraverso una procedura stepwise è stato selezionato il miglior sottoinsieme di regressori che risulta essere costituito da: *Pretax_margin*, *Operating_cash_flow/Fixed_charges*, *Non_performing_loans/reserve_for_loan_losses*, *Cet1/Total_deposits*, *Debt/Cet1* e *Tot_Assets/Cet1 (Leverage)*. Il metodo stepwise risulta estremamente utile in un contesto di analisi esplorativa multivariata in quanto consente di selezionare il miglior sottoinsieme di variabili esplicative. Un'alternativa potrebbe essere quella di effettuare la selezione in modo aprioristico sulla base di ragionamenti teorici. Tuttavia, si ritiene opportuno procedere alla selezione dei migliori "candidati" discriminando in base al potere esplicativo dimostrato dagli stessi sui dati del campione. Nella scelta tra Backward elimination e Forward selection si preferisce optare per il primo criterio in modo tale da non azzerare del tutto

4 A tale scopo è stato implementato un apposito test di Chow. Si veda Chow G. (1960), Tests of Equality Between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions, *Econometrica*, Vol. 28, pp 591–605.

la componente discrezionale: inizialmente sono state incluse tutte le variabili ritenute opportune, successivamente sono state rimosse quelle caratterizzate da una bassa/nulla capacità esplicativa.

2.3 Risultati empirici

Il coefficiente negativo della variabile dummy (*Tab. II*, Colonna IV) conferma che la volatilità media registrata nella fase post *crisi Lehman* è stata strutturalmente più bassa: l'intercetta stimata per il periodo 2009 – 2016 è minore di circa 30 bps rispetto al sotto campione 2007 – 2008. Quattro dei cinque regressori sono statisticamente significativi (P-value < 0,05). I coefficienti di *Pretax_margin*, *Operating_cash_flow/Fixed_charges* e *CET1/Total_deposits* sono negativi. Il coefficiente di *Non_performing_loans/reserve_for_loan_losses* è positivo. Le banche che annunciano un *Pretax_margin* più elevato sono riuscite ad ottenere migliori risultati in conto economico. *Ceteris paribus*, la realizzazione di margini positivi limita in modo drastico il rischio default. Per tale ragione si osserva una relazione negativa tra *Pretax_margin* e σ . Inoltre, è possibile dimostrare come nei mercati finanziari la paura delle perdite risulti maggiore dell'aspettativa sui guadagni⁵. Simili considerazioni possono essere fatte per *Operating_cash_flow/Fixed_charges* e *CET1/Total_deposits*. La relazione tra *Non_performing_loans/reserve_for_loan_losses* e σ risulta essere positiva. In particolare, si noti come le banche caratterizzate da tassi di liquidità minori risultino maggiormente esposte alla variabilità dei rendimenti azionari⁶. Infine, gli istituti che presentano uno stato patrimoniale in cui il rapporto *Non_performing_loans/Reserve for loans_losses* è elevato fanno registrare una maggiore volatilità. *Leverage* non è un regressore significativo (P-value = 0,70 > 0,05)⁷.

5 La distribuzione empirica dei rendimenti risulta leptocurtica e caratterizzata da asimmetria negativa.

6 Si veda inoltre: Anolli M. (2001), *Elementi di Economia del Mercato Mobiliare. Struttura e liquidità del mercato azionario*, Il Mulino – Bologna.

7 Si veda il paragrafo 2.3.1 “Paradosso del Leverage”

Tutti i risultati ottenuti risultano robusti da un punto di vista econometrico⁸ e sono in linea con le evidenze dei modelli fondati sul mercato dei capitali à la *Merton*. Ad esempio, guardando al modello KMV⁹, è possibile individuare importanti relazioni tra la volatilità di mercato e le poste di bilancio. Tali relazioni sono perfettamente in linea con l'output econometrico di cui alla *Tab.II*. A tal proposito, non risulta complesso dimostrare anche da un punto di vista analitico la coerenza tra il segno del regressore *CET1/Total deposits* e gli assunti del modello KMV.

L'approccio seguito da Kealhofer, McQuown e Vasicek (KMV) rappresenta un'implementazione di *Merton (1974)*. Alla base di tale approccio vi è l'assunto che il valore del capitale azionario (E) equivale al prezzo di un'opzione call sul valore dell'attivo patrimoniale (V), con scadenza pari alla vita residua del debito (T) e strike price pari al valore nominale del debito (F). Risulta evidente come il valore di mercato del capitale azionario può essere derivato attraverso l'utilizzo di un modello di option pricing. Adottando *Black et al. (1973)* si ha che¹⁰:

$$E_0 = V_0 N(d_1) - F e^{-iT} N(d_2) \quad [6]$$

dove:

- E_0 è il valore del capitale azionario
- V_0 è il valore dell'attivo patrimoniale
- F è il valore nominale del debito
- T è la vita residua del debito

$$- d_1 = \frac{\ln\left(\frac{V_0}{F}\right) + \left(i + \frac{\sigma_{V_0}^2}{2}\right)T}{\sigma_{V_0} \sqrt{T}}$$

$$- d_2 = d_1 - \sigma_{V_0} \sqrt{T}$$

8 Tra i vari test statistico - econometrici, sono stati implementati i seguenti: Hausman test per la scelta tra modello ad effetti fissi/effetti random, Wald test per l'analisi dell'eteroschedasticità, Reset test per la determinazione della forma funzionale, Chow test per l'analisi dei break strutturali.

9 KMV è il nome attribuito al modello proprietario sviluppato dalla società Moody's KMV. Tra i soci fondatori vi sono Steven Kealhofer, John Andrew McQuown e Oldrich Vasicek.

10 Al fine di agevolare il lettore, vengono impiegate le medesime notazioni presenti in *Resti et al. (2008)*.

Applicando il Lemma di Ito è possibile ricavare la volatilità di mercato:

$$\sigma_E = \frac{V_0}{E_0} N(d_1) \sigma_{v_0} \quad [7]$$

Dalla [7], come sottolineato da *Resti et al. (2008)*, si evince in modo piuttosto evidente come la volatilità idiosincratca di bilancio si trasmetta in misura amplificata alla volatilità di mercato.

A questo punto, è necessario introdurre due importanti concetti alla base del modello KMV: Distance to default (*DD*) e Default point (*DP*). *DD* è un indicatore di rischio che può essere espresso nei seguenti termini:

$$DD = \frac{V_0 - DP}{V_0 \sigma_{v_0}} \quad [8]$$

DP invece rappresenta la soglia critica di default:

$$DP = b + \frac{1}{2}l \quad [9]$$

dove:

- *b* è una misura del debito a breve termine
- *l* è una misura del debito a lungo termine

Combinando la [8] e [9] è possibile ottenere la seguente formulazione dell'attivo patrimoniale (V_0):

$$V_0 = \frac{(b + 0.5l)}{[1 - (\sigma_{v_0} DD)]} \quad [10]$$

Infine, inserendo la [10] nella [7] si ottiene:

$$\sigma_E = \frac{(b + 0.5l)}{[1 - (\sigma_{v_0} DD)]} \frac{1}{E_0} N(d_1) \sigma_{v_0} \quad [11]$$

La [11] rappresenta un'ulteriore conferma a quello che è il primo quesito di ricerca del presente lavoro:

Vi è una relazione tra fondamentali di bilancio e volatilità che si realizza nel mercato?

Ovvero:

È utile far riferimento a delle proxy contabili in un contesto orientato allo studio della variabilità dei corsi azionari?

Inoltre, questa formulazione di derivata dell'equazione [11] ci consente di ricongiungere le evidenze del modello KMV con i risultati dell'output economico del presente lavoro (Cfr. paragrafo 2.3). Il lettore attento avrà notato che il segno del regressore *CET1/Total deposits* è negativo. Vi è dunque una relazione positiva tra *Total deposits/CET1* e . Estendendo questo ragionamento all'analisi dell'equazione [11], è possibile notare una relazione positiva tra la volatilità di mercato e la parte di debito a breve termine dello stato patrimoniale. Essendo i depositi una delle principali poste del debito a breve termine delle banche europee, risulta a tal punto del tutto chiara la coerenza dei nostri risultati con i principali assunti dei c.d modelli à la *Merton*.

2.3.1 Paradosso del Leverage

Dall'analisi della *Tab. II* notiamo che *Leverage* non rappresenta una variabile esplicativa della volatilità realizzatasi nell'intorno della data di pubblicazione del bilancio. Si noti che tale regressore è costruito nel seguente modo: *Debt/Cet1*. Considerando la rilevanza del risultato ottenuto è stata effettuata un'ulteriore regressione utilizzando una diversa proxy per l'indice di leva: *Tot_Assets/Cet1*. Anche in questo caso la variabile risultata non essere statisticamente significativa. Definiamo il risultato ottenuto *paradosso del leverage*.

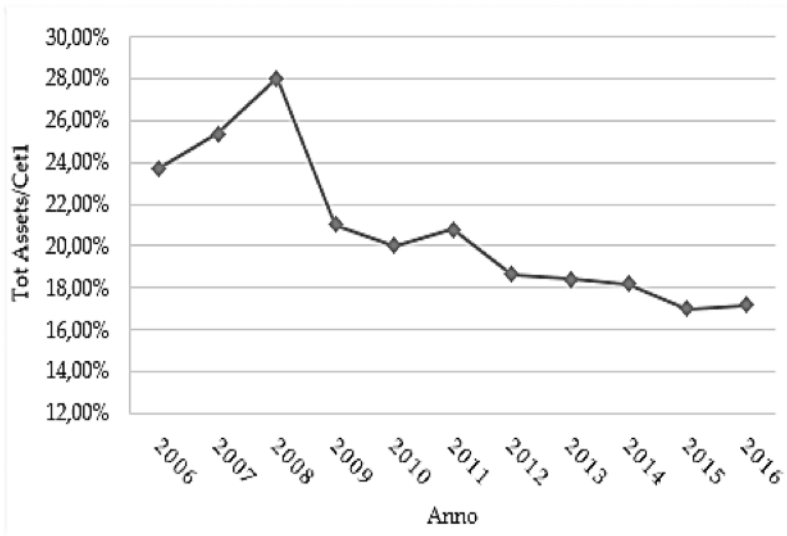
Una possibile spiegazione di tale fenomeno potrebbe essere la seguente: nel periodo post 2008 si assiste ad un brusco processo di de-leveraging. La leva finanziaria media delle banche europee passa dal 28% al 17% (*Fig. III*). A livello firm specific, si noti come la leva finanziaria crolli dal 71% al 26% (*Fig. IV*) per alcune banche del campione. Un'ulteriore motivazione della non significatività del regressore *Leverage* è di carattere normativo: Basilea III impone importanti vincoli al leverage finanziario attraverso l'introduzione del Tier 1 leverage ratio (Si noti che il T1LR considera anche le poste Off balance sheet). Gli strumenti introdotti da Basilea III¹¹ – confluiti nelle direttive *CRD IV* e *CRR* – limitano in modo drastico la possibilità per le banche di porre in essere politiche di leverage targeting/prociclico. Rispetto al passato, dunque, gli operatori oggi sarebbero indifferenti a tale indicatore in quanto perfettamente consci dei vincoli imposti dal legislatore europeo. Da qui l'assenza di significatività nel regressore. Si noti che, per quanto concerne il parametro T1LR, il periodo di transizione e monitoraggio è avvenuto a partire dal 2011. L'entrata in vigore definitiva è prevista per l'anno 2018. Considerando la non significatività del regressore, è evidente come il mercato abbia largamente anticipato tale evento. Questo risultato è coerente con la teoria delle aspettative razionali¹². In futuro, sarà estremamente interessante sviluppare tale parte suddividendo le banche del campione per modello di business (OTH – Originate to hold vs OTD – Originate to distribute) al fine di analizzare l'impatto dei depositi retail e delle altre operazioni di finanziamento a breve termine.

Il tema della pro-ciclicità del leverage non è stato trattato in quanto estraneo all'obiettivo della presente trattazione. Per tale argomento si rimanda ai numerosi lavori presenti in letteratura tra cui *Baglioni et al. (2012)* e *Gropp et al. (2010)*. Si noti che, coerentemente ai lavori appena citati, nel sub sample 2007 – 2008 di questo elaborato il regressore *Leverage* risultava statisticamente significativo. Questo è sintomatico del fatto che in passato le banche europee impiegavano la finanziaria al fine di amplificare il ROE. Oggigiorno, considerati gli sviluppi normativi, questo non sarebbe più possibile.

11 Basel Committee. (2010), *Basel III: A global regulatory framework for more resilient banks and banking systems*.

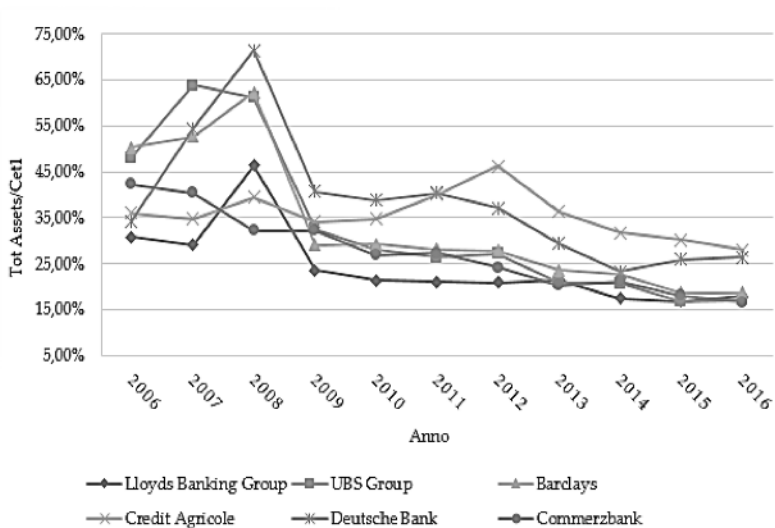
12 Si veda Muth J. F. (1961), *Rational Expectations and the Theory of Price Movements*, in *Econometrica*, Vol. 29, No. 3, pp. 315-335.

Figura 3 - Leverage medio settore bancario (Tot Assets/Cet1)



Fonte: Thomson Reuters Datastream

Figura 4 - Top 6 Banche per leverage ratio



Fonte: Thomson Reuters Datastream

3. Modello di forecast per la volatilità di breve periodo

3.1 Idea

Come dimostrato in precedenza (Cfr. 1.1 Quesiti di ricerca), la volatilità implicita spiega solo una parte della volatilità che si osserva sul mercato e, certamente, non rappresenta uno stimatore BLUE. La congettura alla base di questo elaborato poggia su un'ipotesi di sistematica underreaction (overreaction) degli investitori naive rispetto ai reali valori di volatilità idiosincratICA (volatilità implicita). L'idea dunque, è quella di utilizzare i fondamentali del bilancio al fine di ottenere un indicatore sintetico, di tipo quantitativo, in grado di fornire segnali long/short utili alla costruzione di portafogli di volatilità. L'investimento in volatilità non sfugge dall'esigenza di un corretto processo di securities selection. Il modello proposto, tenendo conto di tale aspetto, rappresenta una risposta concreta a tale necessità. Analizzando l'output del modello quantitativo (Cfr. *Tab. II*), è possibile individuare una relazione fortemente significativa a livello statistico tra i drivers contabili e la volatilità che si osserva sul mercato. In questa sezione verrà sfruttato il contenuto informativo di tali relazioni muovendosi in ottica forecast.

3.2 Idiosyncratic Volatility Score (IVS)

IVS è un indicatore sintetico, di tipo quantitativo, in grado fornire segnali long/short utili ai processi di securities selection volti alla costruzione di portafogli di volatilità nell'ambito di strategie di investimento non direzionali. L'indicatore è costruito sulla base dei drivers contabili individuati nell'analisi econometrica di cui al paragrafo 2. Il primo step ai fini della costruzione dell'indicatore IVS consiste nel calcolo del valore mediano dei ratios contabili selezionati. Questo primo passaggio serve ad identificare il valore mediano del segnale *k-esimo*. Vengono calcolati quattro valori mediani, tanti quanti sono i drivers selezionati implementando il modello quantitativo di cui al paragrafo 2.2. Il passaggio successivo consiste nell'identificare delle variabili dummy (0,1) relative ai segnali contabili. In particolare: viene ottenuto un valore pari a 0 (1) se *Pretax_margin* della banca *i* al tempo *t* è maggiore (minore) del valore mediano. Le dummy relative ai segnali *Operating_cash flow/fixed_charges* e *Cet1/Tot_deposits* sono costruite in modo analogo. Viene ottenuto un valore pari a 1 (0) se *Non_performing_loans/reserve_for_loan_losses* della banca *i-esima* al tempo *t* è maggiore (minore) del valore mediano. Si noti come le

dummy sono state scelte in modo tale che i segnali contabili risultino coerenti con le relazioni individuate dal modello econometrico. In altri termini, IVS è costruito in maniera tale che ad elevati (bassi) valori dell'indicatore corrispondano aspettative di maggiore (minore) volatilità.

Una volta identificate le variabili dummy relative ai segnali fondamentali della banca *i-esima* al tempo *t* è necessario sommare le stesse al fine di ottenere l'indicatore IVS.

In termini analitici:

$$\begin{aligned}
 IVS_{i,t} & & [12] \\
 &= \sum_{k=1}^4 AS_{k,i,t} \\
 &= PRETAX_MARGIN_SCORE_{i,t} \\
 &+ \frac{NON_PERFORMING_LOANS}{RESERVE_LOAN_LOSSES} _SCORE_{i,t} \\
 &+ \frac{CET1}{TOT_DEPOSITS} _SCORE_{i,t} \\
 &+ \frac{OPERATING_CASHFLOW}{FIXED_CHARGES} _SCORE_{i,t}
 \end{aligned}$$

IVS varia da 0 a 4. Per com'è stato costruito:

- Valori di IVS pari a 0-1 corrispondono ad una previsione di bassa volatilità
- Valori di IVS pari a 3-4 corrispondono ad una previsione di elevata volatilità

Sono escluse le banche con valori di IVS pari a 2 poiché – al fine di cogliere al meglio il fenomeno – è necessario posizionarsi sugli estremi.

Quello che ci si chiede a questo punto è:

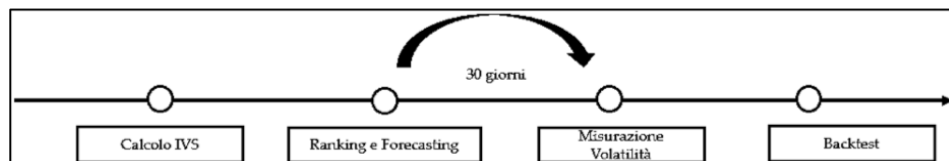
IVS riesce a discriminare i portafogli più/meno volatili?

Affinché risulti uno strumento utile, l'indicatore elaborato dev'essere in grado di individuare i portafogli di volatilità più efficienti.

3.3 Volatility forecasting

Da un punto di vista metodologico si procede secondo il seguente schema (Fig. V): calcolo dell'indicatore *IVS* alla data di pubblicazione del bilancio, ranking delle banche sulla base dei segnali forniti dal bilancio, misurazione della volatilità realizzata e backtest.

Figura 5 - Processo metodologico



La prima fase è relativa al calcolo di *IVS*. È la fase più delicata in quanto sulla base dello stesso è effettuato il ranking: in particolare, vengono individuati ex - ante i portafogli bancari per i quali ci si aspettano i maggiori/minori tassi di volatilità nei trenta giorni successivi alla data di pubblicazione del bilancio. L'hedge volatiltiy portfolio dell'anno 2016 è riportato nella *Tab. III*¹³. Dopo aver mantenuto le posizioni long/short per un periodo pari a 30 giorni, la fase successiva è relativa all'implementazione del test retrospettivo: In ottica firm specific viene misurata l'accuracy del modello, in ottica portfolio invece si guarda alla capacità discriminante dell'indicatore.

Tabella 3 - *IVS* ranking anno 2016

LOW VOLATILITY PORTFOLIO	IVS	HIGH VOLATILITY PORTFOLIO	IVS
BANCO SANTANDER	1	BNP PARIBAS	3
BBV ARGENTARIA	1	ING GROEP	3
DANSKE BANK	1	UBS GROUP	3
KBC GROUP	1	CREDIT AGRICOLE	3
SVENSKA HANDBKN	1	UNICREDIT	4
CAIXABANK	1	ROYAL BANK OF SCTL	3
SEB	1	CREDIT SUISSE GROUP	3
BANK OF IRELAND	0	DEUTSCHE BANK	4
JULIUS BAR GRUPPE	1	ABN AMRO GROUP	3
MEDIOBANCA	1	BANCO DE SABADELL	3
BANKINTER	1	COMMERZBANK	3
RAIFFEISEN BANK	1	UNIONE DI BANCHE ITALIANE	3
		METRO BANK	4

13 Si noti che i portafogli di volatilità devono essere bilanciati: E' importante allocare le risorse in modo tale che le quantità long/short risultino simmetriche (Hedge volatility portfolio).

3.4 Holding period

Il modello proposto è utile al fine di effettuare forecast di volatilità di breve periodo. L'orizzonte temporale è posto pari a trenta giorni per le seguenti ragioni: Assenza di mean reversion nel breve periodo, coerenza con il periodo d'osservazione utilizzato nell'analisi econometrica, rischio di data overlapping tra le pubblicazioni trimestrali e, infine, coerenza con le scadenze standard degli strumenti derivati. L'ultimo punto, in particolare, è estremamente importante. Gli strumenti derivati che consentono di investire in volatilità hanno scadenze standard a 7 e 30 giorni. Effettuare un forecast della long run volatility in assenza di strumenti caratterizzati da una maturity di lungo periodo non avrebbe senso. Una possibile soluzione relativa al problema della maturity di lungo periodo potrebbe essere quella di costruire opzioni sintetiche made in house oppure ricorrere a strategie di tipo rolling. Tuttavia, non sempre si ha a disposizione un portafoglio di opzioni sufficientemente ampio e i costi della soluzione rolling potrebbero essere eccessivi.

3.5 Backtest, accuracy e capacità discriminante

Il test retrospettivo è stato implementato per ognuno dei dieci anni concernenti l'analisi in oggetto. L'obiettivo è quello di misurare la capacità discriminante dell'indicatore IVS in ottica multi periodale. Da un punto di vista analitico, l'accuracy è calcolata nel seguente modo:

$$Accuracy = \frac{\sum_{i=0}^n Correct\ Forecast}{Tot} \quad [13]$$

Nella *Tab. IV* si noti che *Vol_Media 30gg (Banking sector)* è la volatilità a 30 giorni dell'intero campione in quanto l'interesse è focalizzato sulla media di settore. Per quanto concerne *LOW_VOL PORTFOLIO (IVS 0-1)* ci si attendeva una minor volatilità rispetto alla media di settore. Per *HIGH_VOL PORTFOLIO (IVS 3 - 4)* ci si attendeva una maggior volatilità rispetto alla media di settore. Il numero delle società comprese nei gruppi *LOW/HIGH VOLATILITY PORTFOLIO* è inferiore a 37 (n° società presenti nel campione) in quanto sono state escluse le banche caratterizzate da un valore di IVS pari a 2. Come già accennato, vi è la necessità di posizionarsi sugli estremi al fine di cogliere al meglio il fenomeno. Guardando ai risultati del backtest (*Tab. IV*) è possibile notare come IVS riesca a discriminare in modo puntuale

i portafogli più/meno volatili. Inoltre, In ottica firm specific, l'accuracy media risulta essere pari al 72,5%. In particolare, negli anni caratterizzati dalla crisi sub prime la precisione dell'indicatore sale al 77,33% mentre nel sotto periodo 2013-2016 si attesta intorno al 70%. Al fine di avere un benchmark di riferimento, si noti che *Ou et al. 1989*, adottando un cut – off (0,6 – 0,4), ottenevano un modello caratterizzato da una capacità predittiva pari al 67%. Tuttavia, considerando l'ampiezza del campione, non è possibile concludere in modo definitivo in merito ai risultati conseguiti. Ciò nonostante, da un punto di vista operativo, si ritiene che IVS possa rappresentare uno strumento di supporto all'asset manager nei processi di securities selection. In futuro sarà interessante ampliare lo studio apportando i seguenti affinamenti: 1) Suddivisione delle banche del campione per modello di business, Originate to hold (OTH) vs Originate to distribute (OTD) e 2) Introduzione di un driver *country specific* legato al contesto macroeconomico.

Tabella 4 - Backtest: Tabella riassuntiva

Anno	LOW_VOL PORTFOLIO (IVS 0-1)	HIGH_VOL PORTFOLIO (IVS 3-4)	Vol_Media 30gg (Banking sector)	Capacità discriminante IVS (Portfolio)	Accuracy IVS (Firm specific)
2007	38,27%	53,39%	44,89%	✓	79,3%
2008	71,10%	109,49%	99,59%	✓	72,7%
2009	22,71%	32,38%	27,95%	✓	80,0%
2010	24,70%	31,07%	27,53%	✓	72,0%
2011	32,61%	42,01%	35,45%	✓	71,9%
2012	26,34%	50,23%	37,38%	✓	68,0%
2013	23,70%	34,91%	28,20%	✓	78,3%
2014	23,45%	24,68%	23,62%	✓	64,0%
2015	35,58%	43,75%	41,07%	✓	70,8%
2016	20,21%	27,98%	23,90%	✓	68,0%
					Media
					72,5%
					Varianza
					0,252%
					Dev. Std
					5,020%

3.6 Significatività statistica IVS

Al fine di misurare la significatività statistica dello strumento ideato, sono state condotte analisi di carattere econometrico e statistico. Prima di tutto, sono state effettuate delle regressioni cross – section in ognuno dei 10 anni dell'analisi. In tale fase non è stato possibile strutturare un dataset panel in quanto le unità statistiche selezionate dall'indicatore variano di anno in anno. Da un punto di vista metodologico viene assegnata una dummy 0 (1) alle banche comprese nel gruppo *LOW_VOLATILITY_PORTFOLIO* (*HIGH_VOLATILITY PORTFOLIO*). La variabile dipendente, coerentemente con l'analisi condotta in precedenza, è rappresentata dalla volatilità fatta registrare dalla banca *i-esima* nei trenta giorni successivi alla data di pubblicazione del bilancio.

Osservando la *Tab.V*, è possibile notare come IVS risulti essere un indicatore statisticamente significativo della volatilità realizzata sul mercato. In particolare le banche del gruppo *HIGH_VOLATILITY_PORTFOLIO* fanno registrare una variabilità dei corsi azionari maggiore del 31,37% rispetto alle società del gruppo *LOW_VOLATILITY PORTFOLIO*.

Tabella 5 - Significatività statistica IVS

Anno	IVS	P-value	Adj R2
2007	0,2622	0,0029***	0,26
2008	0,4272	0,0032***	0,33
2009	0,348	0,0009***	0,45
2010	0,2267	0,0225**	0,17
2011	0,2473	0,0089***	0,18
2012	0,5693	0,0054***	0,26
2013	0,3974	0,0053***	0,28
2014	0,047	0,6695	0
2015	0,2393	0,0371**	0,13
2016	0,3726	0,0063***	0,26

Media 0,3137

Successivamente, attraverso l'adozione di un approccio parametrico, è stato condotto un test T di Student. L'implementazione di tale test è necessaria al fine di assicurare che le differenze delle medie dei gruppi HIGH/LOW VO-

LATILITY PORTFOLIO non derivino da fattori aleatori. Analizzando i dati della *Tab. VI* è possibile notare come il test confermi la significatività statistica dei risultati ottenuti. Le differenze delle medie sono statisticamente differenti da zero e, quindi, è possibile rifiutare l'ipotesi nulla con un'elevata probabilità.

In altri termini, la volatilità fatta registrare dalle banche appartenenti al gruppo *HIGH_VOLATILITY PORTFOLIO* risulta maggiore rispetto a quella fatta registrare dalle banche appartenenti al gruppo *LOW_VOLATILITY PORTFOLIO* grazie alla capacità discriminante dell'indicatore IVS e non per fattori di natura puramente aleatoria.

Tabella 6 - T - test

Anno	P-value
2007	0.002***
2008	0.003***
2009	0.001***
2010	0.018**
2011	0.004***
2012	0.042**
2013	0.003***
2014	0,326
2015	0.004***
2016	0.011**

Conclusioni

Le informazioni di bilancio inglobano drivers di volatilità non pienamente riflessi nel prezzo delle opzioni. Di conseguenza, la volatilità implicita estratta da *Black et al. (1973)* non rappresenta uno stimatore BLUE della volatilità che si registra nel mercato. La congettura alla base di questo elaborato poggia su un'ipotesi di sistematica underreaction (overreaction) degli investitori naive rispetto ai reali valori di volatilità idiosincronica (volatilità implicita). L'idea del presente elaborato è stata quella di utilizzare i fondamentali del bilancio al fine di ottenere un indicatore sintetico, di tipo quantitativo, in grado di

fornire segnali long/short utili alla costruzione di portafogli di volatilità.

Nella prima parte del lavoro è stata condotta un'analisi econometrica volta ad individuare delle relazioni contemporanee tra drivers contabili e variabilità dei rendimenti azionari. Successivamente, sulla base di tali relazioni, è stato ideato uno strumento denominato *Idiosyncratic Volatility Score*. Infine, muovendosi in ottica intertemporale, è stato implementato un modello di forecast per la volatilità di breve periodo.

Sono diversi i risultati empirici ottenuti. È possibile analizzare gli stessi da tre differenti ottiche visuali. Dall'analisi delle regressioni è possibile notare come esista una relazione, statisticamente significativa, tra variabili contabili e volatilità di mercato del capitale azionario. In questa parte un risultato estremamente interessante è il c.d. paradosso del leverage. Da un punto di vista operativo, considerando i risultati ottenuti in termini di accuracy, si ritiene che IVS possa rappresentare uno strumento di supporto all'asset manager nei processi di securities selection. Si noti che lo strumento ideato può essere impiegato anche in ottica risk management. Riuscire a discriminare i portafogli più/meno volatili è estremamente utile al fine della realizzazione di strategie di copertura volte all'immunizzazione del book azionario nei periodi di earnings announcement. Si noti che, nonostante le evidenze proposte, l'indicatore non deve essere utilizzato in modo univoco bensì di concerto ad altri strumenti presenti in letteratura al fine di ottenere segnali concordanti. Infine, in ottica comportamentale, tutti i risultati ottenuti poggiano su un'ipotesi di sistematica underreaction (overreaction) degli investitori naive rispetto ai reali valori di volatilità idiosincronica (volatilità implicita). Le informazioni di bilancio inglobano drivers di volatilità non pienamente riflessi nel prezzo delle opzioni. In ottica forecast, attribuire un peso eccessivo alla volatilità implicita estratta da *Black et al. (1973)* conduce inevitabilmente verso sistematici bias.

Bibliografia

- Ali A., Zarowin P. (1992), *The Role of Earnings Level in Annual Earnings>Returns Studies*, Journal of Accounting Research, 30, pp. 286-296.
- Anolli M. (2001), *Elementi di Economia del Mercato Mobiliare. Struttura e liquidità del mercato azionario*, Il Mulino.
- Baglioni A., Beccalli E., Boitani A., Monticini A. (2012), *Is the Leverage of European Banks Pro-cyclical?*, Empirical Economics, Vol. 45, pp. 1251-1266.
- Basel Committee. (2010), *Basel III: A global regulatory framework for more resilient*

banks and banking systems.

- Beccalli E., Frantz P. (2013), *Analisi e Valutazione degli investimenti*, Carocci Editore, Roma.
- Belcredi M., Gualtieri P. (1995), *Gli effetti della quotazione. Un'indagine empirica sulle società entrate in borsa nel periodo 1985-1990*, Banche e Banchieri, n. 2, 145-159.
- Black F., Scholes M. (1973), *The pricing of options and corporate liabilities*, The Journal of Political Economy, Vol. 81, pp. 637-654.
- Chan C., Lakonishok J., Sougiannis T. (2001), *The stock market valuation of research and development expenditures*, Journal of Finance, Vol. 56, pp. 2431-2456.
- Chow G. (1960), *Tests of Equality Between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions*, Econometrica, Vol. 28, pp 591-605.
- Christensen B., Prabhala N. (1998), *The relation between implied and realized volatility*, Journal of Financial Economics, Vol. 50, pp 125-150.
- Duffee G. (2002), *Balance sheet explanations for asymmetric volatility*, Working paper, University of California, Berkeley.
- Easton P., Zmijewsky M. (1989), *Cross-Sectional Variation in the Stock Market Response to Accounting Earnings Announcements*, Journal of Accounting and Economics, II, pp. 117-141.
- Fama E., French K. (1992), *The cross-section of expected stock returns*, The Journal of Finance, Vol. 47, pp. 427-465.
- Fama E., French K. (1996), *Multifactor Explanations of Asset Pricing Anomalies*, Journal of Finance, Vol. 51, pp. 55-84
- Giuliano F. (2012), *Risk management and balance sheet volatility during turbulent times*, available at: https://virtusinterpress.org/IMG/pdf/RISK_MANAGEMENT_AND_BALANCE_SHEET_VOLATILITY_DURING_TURBULENT_TIMES_by_Francesco_Giuliani.pdf.
- Goodman T., Neamtiu M., Zhang F. (2013), *Fundamental analysis and option returns*, available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=1974753> or <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1974753>.
- Gropp R., Heider F. (2010), *The determinants of bank capital structure*, Review of Finance, Vol. 14, pp. 587-622.
- Gualtieri P. (2016), *Teoria dell'intermediazione finanziaria*, III Edizione, Egea, Milano.
- Hansen C S. (2001), *The relation between implied and realised volatility in the Danish option and equity markets*, Accounting and Finance, Vol. 41, Issue 3, pp. 197-228.
- Hausman J A. (1978), *Specification Tests in Econometrics*, Econometrica, Vol. 46, pp. 1251-1271.

- Holthausen R., Larcker L. (1992), *The prediction of stock returns using financial statement information*, Journal of Accounting and Economics, Vol. 15, pp. 373-412.
- Hutton A., Marcus A., Tehranian H. (2008), *Opaque Financial Reports, R-square, and Crash Risk*, Journal of Financial Economics, Vol. 94, pp. 67-86.
- Kormendi R., Lipe R. (1987), *Earnings Innovation, Earnings Persistence and Stock Returns*, Journal of Business, 60, pp. 325-345.
- Lev B., Thiagarajan R. (1993), *Fundamental Information Analysis*, in Journal of Accounting and Economics, Vol. 31, pp. 190-215.
- Merton R C. (1974), *On the Pricing of Corporate Debt: The Risk Structure of Interest Rates*, Journal of Finance, Vol. 56, pp. 449-471.
- Muth J F. (1961), *Rational Expectations and the Theory of Price Movements*, Econometrica, Vol. 29, pp. 315-335.
- Ou J., Penman S. (1989), *Financial statement analysis and the prediction of stock returns*, Journal of Accounting and Economics, Vol. 11, pp. 295-329.
- Panda S P, Swain N., Malhotra D K., (2008), *Relationship Between Implied and Realized Volatility of S&P CNX Index in India*, Frontiers in Finance and Economics, Vol. 5, No. 1, pp. 85-105.
- Pastor L., Veronesi P. (2003), *Stock valuation and learning about profitability*, Journal of Finance, Vol. 58, pp. 1749-1789.
- Rajgopal S., Venkatachalam M. (2011), *Financial reporting quality and idiosyncratic return volatility*, Journal of Accounting and Economics, Vol. 51, pp. 1-20.
- Resti A., Sironi A. (2008), *Risk Management and Shareholders' Value in Banking*, Wiley&Sons, Cap. 11, pp. 321-337.
- Sridharan S. (2015), *Volatility Forecasting Using Financial Statement Information*, The Accounting Review, Vol. 90, pp. 2079-2106.
- Teoh S. H., Welch I., Wong T. J. (1998), *Earnings management and the long-term performance of initial public offerings*, Journal of Finance, Vol. 53, pp. 1935-1974.
- Vuolteenaho T. (2002), *What drives firm-level stock returns?*, Journal of Finance, Vol. 57, pp. 233-264.
- Wei S.X., Zhang C. (2006), *Why did individual stocks become more volatile?*, Journal of Business, Vol. 79, pp. 259-292.

Per rinnovare o attivare un nuovo abbonamento
effettuare un **versamento** su:

c/c bancario n. 36725 UBI Banca
Via Vittorio Veneto 108/b - 00187 ROMA
IBAN IT 47L 03111 03233 000 0000 36725

intestato a: **Editrice Minerva Bancaria s.r.l.**

oppure inviare una **richiesta** a:

amministrazione@editriceminervabancaria.it

Condizioni di abbonamento per il 2018 e 2019

	Rivista Bancaria Minerva Bancaria bimestrale	Economia Italiana quadrimestrale	Rivista Bancaria Minerva Bancaria + Economia Italiana
Canone Annuo Italia	€ 100,00 causale: MBI18	€ 50,00 causale: EII18	€ 130,00 causale: MBEII18
Canone Annuo Estero	€ 145,00 causale: MBE18	€ 75,00 causale: EIE18	€ 180,00 causale: MBEIE18
Abbonamento WEB	€ 60,00 causale: MBW18	€ 30,00 causale: EIW18	€ 75,00 causale: MBEIW18

L'abbonamento è per un anno solare e dà diritto a tutti i numeri usciti nell'anno.

L'abbonamento non disdetto con lettera raccomandata entro il 1° dicembre s'intende tacitamente rinnovato.

L'Amministrazione non risponde degli eventuali disguidi postali.

I fascicoli non pervenuti dovranno essere richiesti alla pubblicazione del fascicolo successivo.

Decorso tale termine, i fascicoli disponibili saranno inviati contro rimessa del prezzo di copertina.

Prezzo del fascicolo in corso **€ 25,00**

Prezzo di un fascicolo arretrato **€ 40,00**

Pubblicità

1 pagina **€ 1.000,00** - 1/2 pagina **€ 600,00**

Editrice Minerva Bancaria
COMITATO EDITORIALE STRATEGICO

PRESIDENTE

GIORGIO DI GIORGIO, Luiss Guido Carli

COMITATO

CLAUDIO CHIACCHIERINI, Università degli Studi di Milano Bicocca

MARIO COMANA, Luiss Guido Carli

ADRIANO DE MAIO, Università Link Campus

RAFFAELE LENER, Università degli Studi di Roma Tor Vergata

MARCELLO MARTINEZ, Università della Campania

GIOVANNI PARRILLO, Editrice Minerva Bancaria

MARCO TOFANELLI, Assoreti

