

Qual è la grandezza di *performance* economica più significativa? Un'analisi empirica in Italia

Alain Devalle, Donatella Busso, Fabio Rizzato

Sommario: 1. Introduzione – 2. Letteratura – 3. Campione – 4. Modello – 5. Risultati – 6. Conclusioni.

Abstract

Is there any “best performance measure” in financial statements? A highly controversial debate has risen in the academic and professional worlds for this issue.

The aim of this paper is to verify if such a measure does exist for Italian listed companies'. In the analysis, we make reference to consolidated financial statements accounting data under IFRS. In order to assess the importance of performance measures the value relevance approach was used as “[...] *the ability of financial statement information to capture or summarize information that affects share values*” (Hellström, 2006). According to Ota (2003), the Price Regression Model (PRM) derives from Ohlson's (1995) Linear Information Model (LIM). In our model, the dependent variable is the market capitalization and the independent variables are the following measures of performance: natural logarithm of Revenues, EBIT, EBITDA, EBIT, EBT, Net income, Comprehensive income.

Results show that the regression model is significant and the most value relevant performance measures are Revenues and Net Income.

This research contributes to both the understanding of the relevance of performance measures of accounting data and to the international debate on company performance measures that should be reported in the IFRS financial statement.

Key words: performance measures, *value relevance*, IFRS, variabile di moderazione

1. Introduzione

I bilanci delle società i cui titoli sono scambiati nei mercati finanziari costituiscono un'importante fonte di informazioni per gli investitori i quali,

sebbene non utilizzino esclusivamente dati di carattere economico-finanziario per assumere le loro decisioni di investimento (comprare/vendere/tenere azioni, prestare denaro, ecc.), non possono prescindere dalle *performance* economico-finanziarie rappresentate all'interno dei bilanci consolidati e d'esercizio annuali. Per lo IASB (Conceptual Framework, par. OB2), l'obiettivo dei bilanci redatti per "*scopi generali*" è proprio quello di fornire informazioni economico-finanziarie sull'entità che redige il bilancio che siano utili agli attuali e potenziali investitori, finanziatori e altri creditori. Questi soggetti utilizzano le informazioni di bilancio quando devono decidere se trasferire o meno risorse finanziarie alla società sotto forma di patrimonio netto e/o debiti.

La soddisfazione delle esigenze informative degli investitori è un obiettivo che sta divenendo sempre più rilevante per lo IASB che, a dicembre 2014, ha lanciato un nuovo programma (Investors in Financial Reporting Programme) il cui scopo è incrementare il dialogo tra la *buy-side community* e il Board al fine di assicurare che gli IFRS continuino a soddisfare le loro esigenze informative.

Condizione necessaria affinché le informazioni siano utili è che le stesse siano rilevanti; secondo lo IASB (Conceptual Framework, par. Q6) un'informazione è rilevante quando è in grado di fare la differenza nelle decisioni prese dagli utilizzatori del bilancio. Dal 2010, a seguito del progetto di convergenza con lo *standard setter* statunitense, anche il FASB ha introdotto la stessa definizione di rilevanza (FASB, Concepts Statement No. 8). Tutte le informazioni economico-finanziarie (in inglese, *financial information*) devono essere rilevanti, incluse quelle sulla *performance* dell'entità, anche con riferimento ai risultati economici conseguiti nell'esercizio.

A questo proposito sia lo IASB sia il FASB prevedono che le imprese illustrino nei loro bilanci il risultato netto (*profit or loss* per lo IASB, *earnings* per il FASB) e il risultato complessivo (*total comprehensive income*) sebbene esistano ancora alcune differenze tra i due set di principi contabili.

Dal momento che il risultato complessivo rappresentava una novità nel contesto europeo, durante gli ultimi anni sono stati condotti numerosi studi su tale grandezza, sotto diverse prospettive (*value relevance*, *earnings quality theory*, ecc.). In particolare, per ciò che concerne la *value relevance*, sono stati condotti studi sulla capacità informativa del risultato netto complessivo rispetto al risultato netto nonché delle altre componenti del risultato complessivo stesso (es. utile e perdite da copertura di flussi di cassa, utili e perdite attuariali, ecc.).

Tuttavia, analizzare la *performance* economica-finanziaria di un'entità non significa esaminare esclusivamente il risultato netto e/o il risultato complessivo, ma anche verificare gli altri risultati intermedi presentati dalle imprese. In questo senso, sia lo IASB sia il FASB convengono sul fatto che la presentazione dei risultati economici intermedi possa consentire di fornire informazioni rilevanti per gli utilizzatori del bilancio.

Anche il chairman dello IASB, Hans Hoogervorst, ha recentemente (2014) dichiarato che una singola voce non può catturare tutto ciò che un utilizzatore ha bisogno di conoscere sulla *performance* di un'entità.

Tuttavia, sia lo IASB sia il FASB non forniscono indicazioni specifiche su quali risultati intermedi presentare, dal momento che entrambi i Board lasciano tale decisione alle entità.

L'assenza di specifiche misure di *performance* previste dagli *standard setter* ha determinato il sorgere di un dibattito sia nel mondo accademico sia nel mondo professionale sulla definizione della miglior misura di *performance* per gli investitori tra, ad esempio, il risultato complessivo, il risultato netto, l'EBITDA, l'EBIT, ecc.

L'obiettivo di questo lavoro è proprio quello di verificare se esiste una misura di *performance* economica (ricavi, EBITDA, EBIT, risultato ante imposte, risultato netto e/o risultato complessivo) più rilevante nell'ambito dei bilanci consolidati redatti in conformità agli IFRS, nello specifico, nel mercato italiano.

Al fine di raggiungere l'obiettivo indicato, si è utilizzato l'approccio della *value relevance* definita da Hellström (2006) come "la capacità delle informazioni contenute nei bilanci di catturare o sintetizzare le informazioni che influenzano il prezzo delle azioni". Il Price Regression Model (PRM) come indicato da Ota (2003) deriva dal Linear Information Model (LIM) di Ohlson (1995). Nel nostro modello, la variabile dipendente è rappresentata dal logaritmo naturale della capitalizzazione di mercato rilevata quattro mesi successivi la data di chiusura del bilancio e le variabili indipendenti sono rappresentate dalle seguenti misure di *performance*: logaritmo naturale dei ricavi, EBIT, EBITDA, risultato prima delle imposte, risultato netto e dal risultato complessivo.

Il campione è composto dalle società quotate italiane appartenenti all'indice *FTSE Italia All-Share* per il periodo 2008-2013 per un totale di 179 gruppi analizzati e di 6.444 osservazioni complessivamente elaborate. Le misure di *performance* utilizzate sono state scaricate dal database Aida – ad eccezione del risultato complessivo che è stato rilevato manualmente per tutto il periodo considerato – mentre i dati sulla capitalizzazione di mercato sono stati scaricati dal sito della Borsa Italiana.

I risultati dimostrano che il modello di regressione è significativo e che le grandezze di *performance* maggiormente *value relevant* sono i ricavi (il logaritmo) e il Risultato netto. Inoltre, i risultati dimostrano che l'effetto del fatturato sulla capitalizzazione di borsa cambia con il trascorrere degli anni mentre l'influenza del risultato netto sulla capitalizzazione, condizionata agli anni oggetto di indagine, non subisce alcuna variazione né in termini di intensità né di significatività.

Il lavoro è innovativo in quanto, rispetto ad altri studi, è condotto esclusivamente con riferimento a bilanci redatti in conformità agli IFRS (Barton, Hansen e Pownall (2010)), ha come riferimento un arco temporale più lungo (otto anni contro i quattro anni di Aliabadi, Dorestani e Balsara (2013)) e tiene conto degli effetti derivanti dall'utilizzo di variabili di moderazione di tipo temporale. Inoltre, è focalizzato esclusivamente sul mercato italiano. Di conseguenza, i dati risultano, tra di loro comparabili ed omogenei ed è possibile condurre un'analisi approfondita della "miglior" misura di *performance* associata ai dati esposti nei bilanci pubblicati da società quotate italiane.

In questo senso, questo lavoro contribuisce al dibattito internazionale sulle misure di *performance* e può essere utilizzato dagli *standard setter* e dagli altri soggetti che vigilano sui mercati finanziari nel momento in cui definiscono le misure di *performance* che le imprese obbligatoriamente o facoltativamente devono presentare nei loro bilanci.

2. Letteratura

Negli ultimi anni, il dibattito internazionale sulle misure di *performance* maggiormente “significative” è stato alimentato da un lato dall'introduzione obbligatoria degli IFRS per le società quotate in Europa e, dall'altro, dal lavoro che lo IASB e il FASB stanno conducendo sul Conceptual Framework.

La significatività delle grandezze di bilancio può essere analizzata attraverso differenti metodologie anche se, la più diffusa nella dottrina internazionale è rappresentata dalla *value relevance*.

La metodologia della *value relevance* si basa sull'utilizzo di modelli predittivi del valore di mercato o dei rendimenti del titolo azionario. In altri termini, la *value relevance* ha l'obiettivo di determinare l'intensità della relazione tra una variabile dipendente (ad esempio, la capitalizzazione di mercato) e diverse variabili indipendenti (ad esempio, le misurazioni della *performance* quali il risultato netto, il risultato complessivo, ecc.). Pertanto, gli studi che utilizzano la *value relevance* indagano quanto la variabile dipendente è “spiegata” dalle variabili indipendenti. L'obiettivo di tali analisi è testare empiricamente l'utilità per gli investitori delle informazioni di natura contabile per l'assunzione di decisioni relative all'entità che produce i dati contabili. In questo modo, gli studi di *value relevance* forniscono indicazioni che gli *standard setter* (quali IASB e FASB) dovrebbero tenere in considerazione nella loro attività.

Nella letteratura si riscontrano numerose definizioni di *value relevance* che ne riflettono i diversi aspetti e le diverse prospettive di studio. Ad esempio, Hellström (2006) definisce la *value relevance* come “la capacità delle informazioni di bilancio di catturare o riassumere le informazioni che condizionano i valori azionari”.

Sono state mosse molte critiche agli studi che si basano sulla *value relevance* in quanto non tiene conto dei fattori che possono influenzare la variabile dipendente quale può essere la capitalizzazione di mercato. In ogni caso, i molteplici studi che si basano sulla *value relevance* hanno dimostrato la loro utilità anche perché alcune variabili esogene che influenzano i mercati finanziari non sono misurabili o sono misurabili solo in maniera soggettiva e pertanto non standardizzabili (si pensi al tema dell'asimmetria informativa).

Alcuni Autori, tra cui Holthausen e Watts (2001) hanno mosso a tale modello ulteriori critiche. Tuttavia, come suggerito recentemente da Veith e Werner (2014), le critiche possono essere rivolte nei confronti delle scelte metodologiche (ad esempio la scelta della finestra temporale di riferimento o del modello a

supporto dei risultati) che, a prima vista sembrano essere solo tecniche, ma che in realtà hanno un impatto sui risultati.

Pertanto, nonostante le critiche, l'approccio della *value relevance* continua ad essere attuale.

Negli ultimi anni gli studi relativi alla *value relevance* si sono concentrati su due aspetti: sulla transizione agli IFRS e sul risultato complessivo, anche attraverso un confronto tra diversi Paesi¹.

Il passaggio agli IFRS in Europa e nel mondo ha infatti portato numerosi Autori a condurre studi sulla diversa *value relevance* dei bilanci redatti secondo i Local GAAP e quelli redatti secondo i principi contabili internazionali sia in Europa sia in Paesi Extra-Europei oppure sugli effetti di un'adozione volontaria o obbligatoria degli IFRS.

In secondo luogo, gli IFRS hanno portato all'introduzione in Europa del risultato complessivo, grandezza di *performance* alternativa al risultato netto, la cui adozione è stata oggetto di un intenso dibattito. Brouwer, Faramarzi e Hoogendoorn (2014) presentano una disamina di tali studi dagli anni Novanta fino al 2014 e concludono che, allo stato attuale, la prova della *value relevance* e della capacità predittiva del Risultato complessivo e delle sue componenti (OCI – altre componenti del risultato complessivo) è contrastante e non definitiva. Tuttavia, i risultati di questi studi, portano Brouwer, Faramarzi e Hoogendoorn (2014) ad affermare che generalmente gli OCI hanno una minore capacità predittiva dei futuri risultati e dei cash flows: di conseguenza, essi presentano anche una minore *value relevance* rispetto agli elementi riportati nel conto economico, ovvero al risultato netto. Gli Autori, nell'ambito di una ricerca sull'adeguatezza del nuovo Conceptual Framework degli IFRS, si soffermano anche sulla necessità di verificare la *value relevance* delle diverse modalità di disaggregazione del risultato netto, ovvero delle diverse misure di *performance* che possono essere presentate nell'ambito del conto economico di una entità.

Il nostro lavoro parte proprio dai risultati dell'analisi di Brouwer, Faramarzi e Hoogendoorn (2014) dai quali si evince che la distinzione tra risultato netto e risultato complessivo non è la sola distinzione rilevante al fine di rappresentare fedelmente la *performance* di un'entità. Gli Autori mettono in evidenza che gli studi finora pubblicati sono stati condotti su bilanci redatti con principi diversi dagli IFRS o, laddove IFRS compliant, su un arco temporale non particolarmente ampio.

La presente ricerca, invece, ha l'obiettivo di analizzare la *value relevance* delle più diffuse grandezze di *performance* economiche, oltre al risultato netto ed al risultato complessivo, contribuendo alla letteratura esistente, con analisi empiriche sui bilanci IFRS nel mercato italiano su un arco temporale particolarmente ampio. La scelta di estendere la base temporale di riferimento trova giustificazione nella possibilità di verificare se (e come) cambia l'effetto delle grandezze di performance contabili più *value relevant* con il trascorrere degli anni, analogamente a quanto effettuato in alcuni studi precedenti riferiti a Paesi e Principi contabili differenti (es. Chandra e Ro (2008)). La scelta del solo

¹ Per un'ampia disamina dei diversi studi sul tema si rinvia a Devalle A. (2010).

mercato italiano elimina la possibile influenza della variabile culturale sulle politiche contabili.

Nella bibliografia vi sono stati studi che hanno indagato i risultati intermedi del conto economico o componenti di costi e ricavi del conto economico, ma rispetto a quanto presentato nella ricerca in oggetto, il campione non si basa su dati solo IFRS e su un'analisi approfondita del mercato italiano.

Di seguito si riporta una disamina dei principali studi che hanno avuto ad oggetto la *value relevance* di misure di *performance* diverse dal solo risultato netto o del risultato complessivo (Tabella 1).

Ohlson e Penman (1992) hanno valutato empiricamente come i dati contabili disaggregati spieghino i rendimenti. I risultati della loro analisi indicano che, su intervalli brevi, le differenti voci del conto economico (come ammortamenti e imposte) hanno differenti implicazioni sulle valutazioni.

Fairfield, Sweeney e Yohn (1996) dimostrano che la disaggregazione del risultato netto in reddito operativo, reddito non operativo, imposte, elementi speciali, elementi straordinari e operazioni destinate a cessare migliora le previsioni della profittabilità in un orizzonte temporale superiore all'anno.

Banker e Chen (2006) raggiungono risultati analoghi considerando la disaggregazione del risultato netto in grandezze che riflettano la variabilità dei costi rispetto ai ricavi.

Jennings, LeClere e Thompson (2001) hanno rilevato che il risultato ante rettifiche sull'avviamento è in grado di spiegare meglio la variazione nei prezzi delle azioni rispetto al risultato post rettifiche sull'avviamento.

Ertimur, Livnat e Martikaine (2003) e Jegadeesh e Livnat (2006) hanno verificato che i prezzi delle azioni reagiscono anche alle comunicazioni sui ricavi e non solo a quelle sul risultato netto.

Chandra e Ro (2008) hanno verificato che la *value relevance* incrementale dei ricavi è pervasiva ed aumenta nel corso del tempo.

Barton, Hansen e Pownall (2010) hanno condotto uno studio sulla *value relevance* di otto grandezze di *performance* (ricavi, EBITDA, risultato operativo, risultato prima delle imposte, risultato ante componenti straordinarie e operazioni destinate a cessare, risultato netto e risultato complessivo). La loro indagine è stata condotta su un campione di 26.479 società per il periodo 1996-2005 per un totale di 206.730 società-anni appartenenti a diversi Paesi. I risultati della loro indagine dimostrano che non c'è una misura di *performance* che domina chiaramente rispetto alle altre, ma che le grandezze che stanno "a metà" del conto economico (EBITDA ed EBIT) sono più *value relevant* rispetto ai ricavi (parte alta del conto economico) oppure al risultato complessivo (parte bassa del conto economico).

Aliabadi, Dorestani e Balsara (2013) hanno esteso lo studio condotto da Barton, Hansen e Pownall utilizzando dati più recenti e conducendo un'indagine per settori di attività. In particolare, hanno esaminato, quali misure di *performance* il ROE (Return on Equity), il ROA (Return of Assets), il risultato operativo, il risultato netto e il risultato ante componenti straordinarie (gli ultimi tre rapportati ai ricavi). Il loro studio conferma una significativa associazione tra le *performance* dei mercati ed i dati contabili, identificando nel ROA la misura di

performance più *value relevant*. Secondo gli Autori, ciò è dovuto al fatto che il ROA incorpora sia i ricavi ed i costi relativi al conto economico sia le attività esposte nello stato patrimoniale.

Dainelli e Visconti (2014) hanno analizzato la *value relevance* dei principali indici desumibili dai bilanci di alcune società quotate italiane. Lo studio dimostra come gli indicatori di bilancio siano considerati utili dal mercato. Più in particolare, gli Autori hanno individuato un ristretto novero di indici (Cash Dividend Coverage, Retention Ratio, ROE, Current Ratio e Quick Ratio), significativamente rilevanti, che catturano e predicono le *performance* di un titolo, anche in periodi di crisi.

Tabella 1 – Risultati delle ricerche sulla *value relevance* delle misure di *performance*

Autore (anno)	Campione	Paese	Anni di riferimento	Principi Contabili di riferimento	Variabili testate	Conclusioni
Ohlson e Penman (1992)	--	--	1970-1987	--	Disaggregazione delle componenti di conto economico: margine lordo industriale; Costi operativi, svalutazioni e ammortamenti, imposte, oneri e proventi diversi, oneri e proventi straordinari, dividendi	Su intervalli brevi, le differenti voci del conto economico hanno diversi impatti sulle valutazioni
Fairfield, Sweeney e Yohn (1996)	33.334 osservazioni società/anno	--	1973-1990	--	Disaggregazione del risultato netto, in risultato derivante dalle attività ricorrenti, risultato derivante da elementi straordinari e da attività non ricorrenti	Disaggregazione del risultato netto in risultati intermedi migliora le previsioni della profittabilità per gli orizzonti temporali superiori all'anno
Jennings, LeClere e Thompson (2001)	3.431 osservazioni società/anno	--	1993-1998	US GAAP	Risultato per azione prima e dopo le rettifiche sull'avviamento	Risultato ante rettifiche sull'avviamento spiega meglio la variazione dei prezzi delle azioni rispetto al risultato post rettifiche sull'avviamento
Ertimur, Livnat e Martikaine (2003)	Più di 100.000 osservazioni	--	1996-2001	--	Ricavi, Costi, Risultato netto	Prezzi delle azioni reagiscono anche alle comunicazioni sui ricavi e non solo a quelle sul risultato netto
Jegadeesh e Livnat (2006)	165.708 osservazioni società/trimestre	Stati Uniti	1987-2003	--	Prezzo delle azioni trimestrale	Prezzi delle azioni reagiscono anche alle comunicazioni sui ricavi e non solo a quelle sul risultato netto
Banker e Chen (2006)	8.771 società e 39.367 osservazioni società/anno	--	1988-2002	--	R&D, Risultato operativo, risultato non operativo Adjusted, cash flow operativo, cash flow dell'attività d'investimento, cash flow dell'attività di finanziamento	Disaggregazione del risultato netto in grandezze che riflettono la variabilità dei costi rispetto ai ricavi migliora le previsioni della profittabilità per gli orizzonti temporali superiori all'anno
Chandra e Ro (2008)	390.738 osservazioni	Multi Paese	1973-2003	Diversi GAAP	Ricavi	La <i>value relevance</i> incrementale dei ricavi è pervasiva ed aumenta nel corso del tempo

Autore (anno)	Campione	Paese	Anni di riferimento	Principi Contabili di riferimento	Variabili testate	Conclusioni
Barton, Hansen e Pownall (2010)	26.479 società e 206.730 osservazioni società/anno	Multi Paese	1996-2005	Diversi GAAP	Cash flow, Vendite, EBITDA, Risultato operativo, Risultato prima delle imposte, Risultato corrente, Risultato netto, Risultato complessivo	La <i>value relevance</i> delle grandezze di "metà" conto economico è maggiore rispetto ai ricavi ed al risultato complessivo
Aliabadi, Dorestani e Balsara (2013)	302 società e 1.208 osservazioni società/anno	Multi Paese	2006-2009	IFRS	ROE, Variazione delle vendite, risultato netto, ROA	Il ROA è la misura di <i>performance</i> maggiormente <i>value relevant</i>
Dainelli e Visconti (2014)	75 società	Italia	2005-2011	IFRS	Diversi indicatori (23) raggruppati su quattro dimensioni: Cash flow, Variazioni percentuali, Redditività e indici di struttura finanziaria.	Gli indici calcolati su grandezze del bilancio sono predittivi delle <i>performance</i> di un titolo

Gli studi sopra menzionati sembrano confermare la rilevanza delle grandezze di *performance* economica oltre al risultato netto e al risultato complessivo. Tuttavia, lo IAS 1 non individua risultati intermedi obbligatori da presentare nel conto economico, lasciando al contrario alle entità la decisione in merito a quali risultati riportare e con quale grado di dettaglio.

L'importanza dei risultati intermedi è testimoniata anche dall'incremento che si è avuto a partire dagli anni Novanta delle cosiddette "non-GAAP measures" (o "alternative *performance* measures" o "pro-forma earnings" o "street earnings") riportate nei report delle società. Numerosi studi sono stati condotti su tali grandezze, sulle motivazioni che spingono le società a fornire tali risultati e sulla loro minore/maggiore *value relevance* rispetto ai dati presentati nei bilanci.

La diffusione di tali prassi ha generato preoccupazione nei soggetti che vigilano sui mercati finanziari che nel corso degli anni hanno emanato direttive ed indicazioni sulla modalità di esposizione di tali grandezze e sulla loro riconciliazione con i dati esposti in bilancio. A maggio 2014, l'European Securities and Markets Authority (ESMA) ha emanato un Position Paper proprio sulle "Alternative *Performance* Measures – APM". Lo stesso IASB, nel Discussion Paper (2013) sul Conceptual Framework afferma che alcuni soggetti che hanno commentato il precedente Discussion Paper considerano l'uso di misure non-GAAP da parte delle società per spiegare i loro risultati come una indicazione che il risultato netto e il risultato complessivo potrebbero essere misure non utili della *performance* di una entità.

Tenuto conto della letteratura esaminata, il nostro studio è volto a rispondere alle seguenti domande di ricerca:

- qual è la "miglior" misura contabile della *performance* economica di un gruppo quotato nel mercato italiano (FTSE Italia All-Share) che prepara il proprio bilancio secondo gli IFRS?
- Come cambia (se cambia) la sua significatività e intensità con il trascorrere degli anni?

3. Campione

Il Campione oggetto di analisi è composto dai gruppi quotati in Italia e appartenenti all'indice FTSE Italia All-Share che comprende gli elementi costituenti degli indici FTSE MIB, FTSE Italia Mid Cap ed FTSE Italia Small Cap.

La composizione dell'indice si riferisce al 31/12/2013, ultima annualità del campione analizzato.

L'FTSE Italia All-Share al 31/12/2013 è composto da 254 società dalle quali sono stati esclusi 53 gruppi appartenenti al settore finanziario (bancario e assicurativo). La motivazione dell'esclusione risiede nel fatto che le grandezze di *performance* economica riportate nel conto economico di questi gruppi (ad esempio, Margine di interesse, Margine di intermediazione, ecc.) sono differenti rispetto a quelle riportate nei bilanci dei gruppi industriali (EBITDA, EBIT, ecc.). Tale diversità, correlata alla capitalizzazione di mercato, non consentirebbe una valutazione omogenea dell'impatto delle grandezze di *performance* economica sulla capitalizzazione di borsa.

Costituiscono oggetto di analisi, pertanto, i gruppi operanti in settori industriali, per un totale di 201 gruppi dai quali sono stati esclusi ulteriori 22 gruppi in quanto non presentavano tutti i dati necessari al completamento del data set per l'intero periodo considerato (mancanza del Risultato netto complessivo, società in liquidazione, società fuse, ecc.).

Rientrano, pertanto, nel campione 179 gruppi che presentano il bilancio consolidato IFRS per tutte le annualità oggetto di analisi (2008-2013).

La Tabella 2 riporta la composizione del campione analizzato.

Tabella 2 - Composizione del campione analizzato

	No	%
Gruppi oggetto di analisi	179	71%
Gruppi appartenenti al settore bancario e assicurativo	53	21%
Gruppi quotati da meno di 6 annualità al 31/12/2013	22	8%
Totale FTSE MIB	254	100%

Per ciascun gruppo appartenente al campione sono stati analizzati i bilanci a partire dall'annualità 2008 fino all'annualità 2013.

Complessivamente sono stati analizzati 1.074 bilanci per un totale di 6.444 osservazioni.

4. Metodologia utilizzata e assunzioni del modello

La metodologia utilizzata nella ricerca al fine di verificare quali sono i risultati di *performance* economico-finanziaria in grado di “spiegare” la capitalizzazione di mercato dei gruppi italiani si basa su un modello di regressione lineare multipla GLS (*Generalised Least Squares*), utilizzato come strumento per la verifica della significatività delle variabili indipendenti e la corretta stima dei parametri di regressione (β_i) del modello OLS (*Ordinary Least Square*).

Tale metodologia è la medesima utilizzata dalla principale dottrina internazionale esistente in materia (Cerf (1961); Stanga (1976); McNally, Eng e Hasseldine (1982); Chow e Wong-Boren (1987); Cooke (1991 2 1992); Botosan (1997); Depoers (2000); Glaum e Street (2003)).

Il modello generale di regressione è il seguente:

$$Performance_{it} = \alpha_0 + \alpha_1(Performance\ measure_j)_{it} + \varepsilon_{it} \quad (M1)$$

Lo schema generale del modello prevede come variabile dipendente un indicatore di *performance* di mercato che, nel caso della ricerca condotta, è stato individuato come il logaritmo naturale della capitalizzazione di borsa ($\ln(MV)$) rilevata quattro mesi successivi la data di chiusura del bilancio, così come effettuato in diversi studi precedenti (su tutti si veda Devalle e Magarini, (2012)).

Al fine di verificare le determinanti del valore di capitalizzazione di borsa sono state individuate sei misurazioni di *performance* economiche: il logaritmo naturale dei ricavi ($\ln(\text{Ricavi})$), l'EBITDA, l'EBIT, il risultato ante imposte (EBT), il risultato netto (NI) e il Risultato complessivo (TCI).

Applicando al modello generale le differenti variabili adottate si ottiene il seguente modello di regressione:

$$\ln(MV)_{it} = \alpha_0 + \beta_1(\ln(\text{Ricavi}))_{it} + \beta_2(\text{Ebitda})_{it} + \beta_3(\text{Ebit})_{it} + \beta_4(\text{Ebt})_{it} + \beta_5(\text{NI})_{it} + \beta_6(\text{TCI})_{it} + \varepsilon_{it} \quad (M2)$$

Dove:

$\ln(MV)_{it}$	Logaritmo naturale della capitalizzazione di borsa dell'impresa “i” al tempo “t”
$\ln(\text{ricavi})_{it}$	Logaritmo naturale dei ricavi dell'impresa “i” al tempo “t”
EBITDA_{it}	Risultato al lordo degli ammortamenti, svalutazioni, oneri finanziari e imposte dell'impresa “i” al tempo “t”
EBIT_{it}	Risultato operativo dell'impresa “i” al tempo “t”
EBT_{it}	Risultato ante imposte dell'impresa “i” al tempo “t”
NI_{it}	Risultato netto dell'impresa “i” al tempo “t”
TCI_{it}	Risultato netto complessivo dell'impresa “i” al tempo “t”

Con l'utilizzo del modello (M2) si considerano tutte le grandezze rilevate indipendentemente dal fattore tempo in quanto l'obiettivo è quello di verificare quali tra le performance contabili è maggiormente in grado di “spiegare” la

capitalizzazione di borsa. La presenza di eventuale autocorrelazione dovuta alla presenza di dati cross section è stata eliminata attraverso l'utilizzo di un modello GLS per la stima dei parametri di regressione.

Nella Tabella 3 sono riportate le variabili indipendenti utilizzate nel modello e i risultati della statistica descrittiva applicata alle variabili sopra riportate.

Tabella 3 - Variabili indipendenti e statistica descrittiva

	Ricavi	EBITDA	EBIT	EBT	NI	TCI
Definizione	Ammontare di ricavi di vendita	Risultato di <i>performance</i> economica al lordo degli oneri finanziari, carico fiscale, ammortamenti e svalutazioni	Risultato di <i>performance</i> economica al lordo degli oneri finanziari e del carico fiscale	Risultato di <i>performance</i> economica al lordo degli oneri fiscali	Risultato netto	Risultato netto complessivo delle componenti di reddito transitate nel patrimonio netto
Tipologia di variabile	Variabile numerica	Variabile numerica	Variabile numerica	Variabile numerica	Variabile numerica	Variabile numerica
Estrapolazione valori	AIDA	AIDA	AIDA	AIDA	AIDA	Manuale
Numerosità	1074	1074	1074	1074	1074	1074
Valori mancanti	0	0	0	0	0	0
Media*	2.568,92	460,16	266,22	200,05	87,98	88,17
Mediana*	232,58	21,66	9,16	5,45	2,68	2,61
Deviazione standard*	11.016,39	2.400,02	1.554,01	1.367,55	646,08	782,08
Asimmetria	7,65	8,63	9,28	10,39	7,86	9,56
Curtosi	63,78	82,39	95,13	120,20	87,88	117,29
Valore Minimo*	,03	-1.479,00	-2.149,00	-2.624,00	-4.726,00	-4.605,00
Valore Massimo*	126.482	28.673,00	20.243,00	19.250,00	8.825,00	11.840.000,00

* Valori espressi in milioni di Euro

Come si può osservare dalla Tabella 3, le variabili indipendenti sono tutte variabili numeriche. L'assenza di variabili *dummy* ha un effetto positivo sull'assenza di multicollinearità tra le variabili oggetto di analisi.

Non vi sono valori mancanti tra le variabili indipendenti in quanto, come descritto precedentemente, è stato adottato un campione "chiuso" per via dell'esclusione dall'analisi dei gruppi quotati che non presentano tutti i bilanci consolidati relativi alle annualità oggetto di indagine (2008-2013).

La prima variabile indipendente oggetto di analisi sono i ricavi. Il campione presenta ricavi medi pari a 2,57 miliardi di Euro con una mediana di 232 milioni di Euro che si discosta molto dal valore medio. Tale differenza tra la media e la mediana porta a desumere che la distribuzione delle frequenze si discosterà dalla distribuzione normale. Anche la deviazione standard, pari a 11,01 miliardi di Euro conferma tale assunzione dimostrando una forte dispersione dei valori dei ricavi intorno alla media.

L'asimmetria, pari a 7,65, mostra come la distribuzione di frequenza dei ricavi del campione oggetto di analisi è asimmetrica verso sinistra. L'indice di curtosi, pari a 63,78 indica che la distribuzione di frequenza è asimmetrica verso l'alto ed è di tipo leptokurtica. I valori di asimmetria e curtosi sono coerenti con la tipologia di variabile indipendente analizzata e caratterizzano trasversalmente anche le altre variabili rientranti nel campione.

La variabile ricavi, per costruzione, è sempre positiva e assume un valore minimo pari a 30 mila Euro ed un valore massimo pari a 126,48 miliardi di Euro.

Data la forte variabilità dei ricavi ed il suo valore sempre positivo, così come effettuato in molti studi analoghi, si è optato per la trasformazione logaritmica dei ricavi in modo da contenere la variabilità del dato ($\ln(\text{Ricavi})$).

La seconda variabile indipendente adottata nel modello è l'EBITDA che, come si può osservare dalla Tabella 4 assume come valore medio 460,16 milioni di Euro con una mediana pari a 21,66 milioni. L'oscillazione dell'EBITDA è tuttavia inferiore rispetto al ricavi.

Anche l'EBITDA presenta una distribuzione leptokurtica fortemente asimmetrica verso l'alto (curtosi pari a 82,39) e traslata verso sinistra (asimmetria pari a 8,63).

A differenza dei ricavi, l'EBITDA può assumere (e nel campione assume) valori negativi. Il valore minimo è pari a -1,479 miliardi di Euro.

L'EBIT è la terza variabile indipendente utilizzata; la sua distribuzione di frequenza presenta un'asimmetria pari a 9,28 ed è anch'essa fortemente asimmetrica verso l'alto, con un valore di curtosi pari a 95,13.

Anche in questo caso, per costruzione, l'EBIT assume valore minimo e massimo più basso rispetto all'EBITDA. La forte differenza tra EBITDA ed EBIT dimostra come nei gruppi quotati oggetto di analisi l'incidenza degli ammortamenti e delle svalutazioni è rilevante. Questo comporta anche una diversa significatività e intensità delle due variabili indipendenti rispetto alla *performance* di mercato.

Il risultato ante imposte presenta in linea tendenziale la stessa distribuzione delle variabili precedentemente analizzate. Ha un'asimmetria a sinistra pari a 10,39, è asimmetrica verso l'alto e presenta valori minimi e massimi inferiori rispetto alle precedenti variabili indipendenti.

Ciò che differenzia il risultato ante imposte dalle precedenti variabili è la minore oscillazione intorno alla media dei valori rilevati. Si può infatti osservare che il valore medio del risultato ante imposte, pari a 200,05,572 milioni di Euro, e il valore mediano, pari a 5,45 milioni di euro si discostano percentualmente meno rispetto ai casi precedenti. Questo significa una minore variabilità dei valori del risultato ante imposte rispetto al valore medio.

La statistica descrittiva connessa al risultato netto conduce ad un'interpretazione simile al risultato ante imposte. In particolare si denota come continui a ridursi la differenza tra il valore medio (89,98 milioni di Euro) e il valore mediano (pari a 2,68 milioni di Euro). La distribuzione di frequenza è più orientata verso la distribuzione normale rispetto alle variabili precedenti (asimmetria pari a 7,86) anche se ancora fortemente proiettata verso l'alto (curtosi pari a 87,88).

Del tutto analogo rispetto al risultato netto è il comportamento statistico riscontrato in merito al risultato netto complessivo, a cui si rimanda.

Dopo aver individuato le variabili di performance che maggiormente impattano sulla capitalizzazione di borsa, il tutto indipendentemente dalla variabile temporale, si è proceduto a verificare come la significatività e l'intensità di suddette variabili maggiormente value relevant cambi al variare del tempo. L'obiettivo è pertanto quello di verificare la presenza di effetti di interazione (Baron e Kenny (1986)) tra le grandezze di performance attraverso l'utilizzo di variabili di moderazione.

Tali variabili sono ottenute moltiplicando tra loro due variabili indipendenti (x_i) per le quali si vuole verificare la presenza di interazione sulla variabile dipendente (y_i).

La determinazione delle variabili di moderazione può essere sintetizzata nel modo seguente:

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \beta_3 (x_{1i} x_{2i}) + \varepsilon_i$$

Le variabili di moderazione x_{2i} utilizzate nel nostro modello sono variabili dummy relative all'annualità di riferimento del bilancio analizzato. Vi sono pertanto 6 variabili di moderazione x_{2i} riferite alle sei annualità oggetto di analisi (2008-2013).

La variabile indipendente x_{1i} , invece, è rappresentata dalla grandezza (o dalle grandezze) di performance contabili riportate nel conto economico che maggiormente influenzano le performance di mercato, individuate nelle grandezze: logaritmo naturale dei ricavi e Risultato netto.

Alla luce di quanto sopra esposto, il secondo modello utilizzato nella nostra ricerca (M3) avente l'obiettivo di verificare la presenza di eventuali effetti di interazione è riportato di seguito:

(M3)

$$\begin{aligned} \ln(MV)_{it} = & \alpha_0 + \beta_1 (Ebitda)_i + \beta_2 (Ebit)_i + \beta_3 (Ebt)_i + \beta_4 (TCI)_i \\ & + \beta_5 (\ln(Sales))_{i,2008} + \beta_6 (\ln(Sales))_{i,2009} + \beta_7 (\ln(Sales))_{i,2010} \\ & + \beta_8 (\ln(Sales))_{i,2011} + \beta_9 (\ln(Sales))_{i,2012} + \beta_{10} (\ln(Sales))_{i,2013} \\ & + \beta_{11} (NI)_{i,2008} + \beta_{12} (NI)_{i,2009} + \beta_{13} (NI)_{i,2010} + \beta_{14} (NI)_{i,2011} \\ & + \beta_{15} (NI)_{i,2012} + \beta_{16} (NI)_{i,2013} + \varepsilon_{it} \end{aligned}$$

Nel modello, oltre alle variabili indipendenti già utilizzate nella regressione M2 sono state inserite le variabili logaritmo naturale dei Ricavi di vendita ($\ln(Sales)$) e Risultato netto (Ni) moderate per l'annualità oggetto di rilevazione. Quindi, a titolo di esempio, la variabile indipendente $(\ln(Sales))_{i,2013}$ assume valore nullo nelle annualità 2008, 2009, 2010, 2011 e 2012 mentre assume valore $Sales_i$ nell'annualità 2013.

La Tabella 5 mostra alcuni elementi di statistica descrittiva in merito alla variabile dipendente "Capitalizzazione di mercato" e alla sua trasformazione logaritmica.

Tabella 4 – Variabile dipendente e statistiche descrittive

	MV	Ln(MV)
Definizione	Capitalizzazione di Borsa	Logaritmo naturale della capitalizzazione di Borsa
Tipologia di variabile	Variabile numerica	Variabile numerica
Estrapolazione valori	AIDA	SPSS
Numerosità	1.074	1.074
Valori mancanti	0	0
Media	1.452,09*	5,19
Mediana	134,69*	4,90
Deviazione standard	5.998,03*	1,91
Asimmetria	8,78	,426
Curtosi	88,19	-,023
Valore Minimo	,53*	-,63
Valore Massimo	72.296,56*	11,19

* Valori espressi in milioni di Euro

Come si può osservare dalla Tabella 5 il valore medio della capitalizzazione di mercato è pari a 1,45 miliardi di Euro con una mediana pari 134,69 milioni di Euro. La forte differenza di valori tra media e mediana fatta registrare dalla capitalizzazione di mercato evidenzia come la sua distribuzione di frequenza si discosti molto dall'andamento della distribuzione normale con conseguente effetto distorsivo sui risultati del modello.

L'asimmetria pari a 8,78 mostra inoltre una distribuzione traslata verso sinistra con una curtosi pari 88,19 che dimostra un andamento fortemente leptokurtico.

Al fine di ridurre l'asimmetria della variabile dipendente, dato anche il valore sempre positivo della capitalizzazione di borsa, si è optato per la trasformazione logaritmica della capitalizzazione di borsa in modo da contenere la variabilità del dato (Ln(MV)). La trasformazione logaritmica garantisce pertanto una maggiore attendibilità dei risultati evidenziati nel modello.

L'utilizzo del modello OLS per la determinazione dei parametri di regressione implica che siano rispettate le seguenti assunzioni (assunzioni di Gauss-Markov):

- assenza di multicollinearità tra le variabili indipendenti;
- assenza di eteroschedasticità tra i valori rientranti nell'errore stocastico;
- assenza di autocorrelazione tra i valori dell'errore stocastico che, se presente, potrebbe falsare le conclusioni inferenziali.

Di seguito i risultati inerenti la verifica delle assunzioni.

Multicollinearità

Per verificare la presenza di eventuale multicollinearità nel modello è stato utilizzato lo strumento del Condition Index (Tabella 6).

Tabella 5 – Condition index

Mod	Dim.	Indice		(Costante)	Ln(Ricavi)	EBITDA	EBIT	EBT	NI	TCI
		Autovalore	contenuti							
M2	1	4,878	1,000	,00	,00	,00	,00	,00	,00	,00
	2	1,799	1,647	,03	,02	,00	,00	,00	,00	,00
	3	,207	4,860	,01	,00	,01	,00	,00	,02	,19
	4	,055	9,436	,87	,85	,00	,00	,01	,00	,02
	5	,041	10,953	,00	,00	,01	,00	,00	,62	,73
	6	,019	16,077	,09	,12	,11	,00	,48	,11	,06
	7	,002	47,952	,00	,00	,87	1,00	,51	,24	,00

La Tabella 6 non mostra valori tali da evidenziare il rischio di multicollinearità nel modello.

Eteroschedasticità

Per verificare l'assenza di eteroschedasticità, il campione oggetto di analisi è stato sottoposto a test di White.

Il test ha evidenziato un R^2 pari a 0,1195 con un *pvalue* riferito al caso di presenza di omoschedasticità nel modello pari a 0,0000.

Il test di White ha evidenziato la presenza di eteroschedasticità nel modello e pertanto si è proceduto con l'utilizzo del modello GLS per la verifica della significatività dei parametri di regressione.

Autocorrelazione

Al fine di verificare la presenza di autocorrelazione è stato costruito un modello di regressione riportato di seguito:

$$e_t = \rho e_{t-1} + u$$

Dove:

e_t Residui non standardizzati al tempo t
 e_{t-1} Residui non standardizzati al tempo t-1

I risultati sono riportati nella seguente Tabella 7.

Tabella 6 – Modello OLS sui residui standardizzati

Modello		Coefficienti ^{a,b}				
		Coefficienti non standardizzati		Coefficienti standardizzati	t	Sign.
		B	Errore std.	Beta		
1	Residui non standardizzati al tempo t-1	,064	,030	,064	2,084	,037
a. Variabile dipendente: Unstandardized Residual						
b. Regressione lineare attraverso l'origine						

Il test di significatività equivale a:

$$t \approx |\sqrt{T} * \tilde{\rho}|$$

Dove:

T Numero di osservazioni
 $\tilde{\rho}$ Coefficiente Beta non standardizzato

Nel caso specifico $T=1074$, pertanto $t \approx |\sqrt{1074} * ,064| = 2,097$

Tale valore è significativo (> di 1,96) pertanto si conclude che il modello soffre di autocorrelazione positiva. Per ovviare alla presenza di autocorrelazione presente nel modello si è optato per l'utilizzo di un modello GLS. Sono pertanto state trasformate tutte le variabili (dipendente, indipendenti e costante) secondo le seguenti indicazioni:

$$y_1^* = \sqrt{1 - \tilde{\rho}^2} y_1; y_t^* = y_t - \tilde{\rho} y_{t-1}, t > 2$$

$$x_{k1}^* = \sqrt{1 - \tilde{\rho}^2} x_{k1}; x_{kt}^* = x_{kt} - \tilde{\rho} x_{kt-1}, t > 2$$

Alla luce di quanto evidenziato attraverso la verifica delle assunzioni di base del modello OLS e i correttivi applicati attraverso la stima del modello GLS si può sostenere che i parametri di regressione riportati di seguito sono unbiased, efficienti e consistenti.

5. Risultati

Di seguito vengono illustrati i risultati riferiti in relazione alle domande di ricerca tra loro fortemente correlate:

- 1) qual è la “miglior” misura contabile della performance economica di un gruppo quotato nel mercato italiano (FTSE Italia All-Share) che prepara il proprio bilancio secondo gli IFRS?
- 2) come cambia (se cambia) la significatività e intensità delle grandezze di performance contabile più “value relevant” con il trascorrere degli anni?

1) Qual è la “miglior” misura contabile della performance economica di un gruppo quotato nel mercato italiano (FTSE Italia All-Share) che prepara il proprio bilancio secondo gli IFRS?

I primi risultati (Tabella 9) si riferiscono al modello di regressione GLS in cui viene trascurata la variabile temporale.

Obiettivo di tale modello è quello di ricercare le migliori grandezze di performance contabile in grado di “spiegare” le performance di mercato.

Tabella 7 – Risultati del modello GLS di tipo M2

Variabili Indipendenti		Coefficienti
		β_i
α	(Costante)	1,423
β_1	Ln(Ricavi)	0,664***
β_2	EBITDA	0,000
β_3	EBIT	-7,907E-5
β_4	EBT	0,000
β_5	NI	0,001***
β_6	TCI	-5,226E-8
F		327,30
R^2		0,648
R^2 Adjusted		0,646
N		1.074
DW		2,005
***	Significant $p < 0,01$ (two-tailed)	
**	Significant $p < 0,05$ (two-tailed)	
*	Significant $p < 0,10$ (two-tailed)	

L' R^2 adjusted è uguale a 0,646 che rappresenta un valore soddisfacente considerando la natura delle variabili utilizzate nel modello. L'indice Durbin Watson è pari a 2,005 con 6 variabili indipendenti che equivale ad un \tilde{p} pari a $|0,0025|$. Tali valore indica la presenza di autocorrelazione, motivo per cui, come indicato precedentemente, si è utilizzato il modello GLS per la verifica della significatività delle variabili indipendenti.

L'F Test di bontà del modello è uguale a 327,30; il *pvalue* (0,00) è inferiore alla soglia dello 0,05; quindi si rifiuta l'ipotesi nulla secondo cui tutti i parametri di regressione siano pari a zero e si può concludere che il modello, nella sua interezza, è significativo.

Come si può osservare dalla Tabella 9 non tutte le variabili indipendenti considerate nel modello di regressione sono in grado di influenzare la *performance* di mercato. Le uniche due grandezze di performance contabile che influenzano la capitalizzazione di borsa nel mercato italiano sono i Ricavi di vendite e il Risultato netto.

Il logaritmo naturale dei ricavi influenza il logaritmo della capitalizzazione di borsa con un *pvalue* inferiore allo 0,01. Questo significa che, considerando nulle le due variabili indipendenti, la probabilità che il modello sia in grado di "spiegare" la variabile dipendente è inferiore all'1%. Si può infatti notare come il logaritmo dei ricavi sia in grado di influenzare la *performance* di mercato significativamente (*pvalue*<0,01) e positivamente ($\beta_1=0,664$). Ad una variazione di una unità percentuale dei ricavi corrisponde una variazione dello 0,664% della capitalizzazione di borsa.

Tale risultato evidenzia come nel mercato italiano il fatturato è una variabile che influenza in modo significativo la capitalizzazione di borsa. A questo proposito, quindi, l'importanza della scelta di inserire tra i progetti rilevanti dello IASB il tema della rilevazione dei ricavi trova conferma nei risultati dell'analisi empirica effettuata.

Pertanto, un driver importante che porta ad un incremento del prezzo dei titoli delle società italiane appartenente al FTSE MIB è l'andamento delle ricavi: se i ricavi aumentano si incrementa il prezzo dell'azione e quindi la capitalizzazione di borsa.

Una grandezza molto importante, ma che non influenza la capitalizzazione di mercato è l'EBITDA. Come noto, infatti, l'EBITDA è un importante indicatore anche per il suo significato finanziario; infatti, l'investitore analizza il risultato operativo lordo per valutare la capacità dell'impresa di generare risorse finanziarie (anche se potenziali) in via prospettica. L'indicatore in oggetto è anche un riferimento per la valutazione dell'impresa attraverso il calcolo dei multipli di mercato.

Nonostante la sua importanza ai fini delle analisi finanziarie, la nostra ricerca dimostra come il valore delle azioni sia influenzato dall'ammontare del fatturato e non, invece, dalla stima delle risorse finanziarie potenziali che l'impresa è in grado di generare nel corso di un esercizio.

L'EBIT, a differenza dell'EBITDA, è influenzato da valutazioni soggettive quali ammortamenti e svalutazioni che, in quanto tali, presentano maggiore variabilità nei diversi periodi di misurazione. Nel periodo di recente crisi l'EBIT è stato fortemente ridotto a causa di svalutazioni degli elementi patrimoniali attivi (si pensi all'avviamento). Tale discrezionalità nella determinazione del risultato operativo rende tale risultato poco adatto ad una comparabilità dei gruppi nello spazio (tra imprese diverse) riducendo pertanto la sua utilità in termini di valutazione delle *performance, anche di mercato*. Tale risultato è coerente con le ricerche riportate nell'analisi della letteratura.

Oltre ai ricavi di vendita, la performance contabile che meglio spiega la performance di mercato nel contesto italiano è il risultato netto.

Come si può osservare dalla tavola 9, infatti, il risultato netto influenza significativamente ($pvalue < 0,01$) e positivamente ($\beta_5 = 0,001$) la performance di mercato.

Questo significa che l'investitore dei gruppi quotati in Italia monitora la capacità dell'impresa di ottenere ricavi dalla vendita dei beni e servizi derivanti dallo svolgimento dell'attività "core", nonché la capacità dell'impresa di generare un elevato risultato netto che rappresenta la parte di ricchezza potenzialmente distribuibile agli azionisti stessi. Il risultato netto rappresenta la base per la distribuzione del dividendo, ovvero per una parte del ritorno dell'azionista. Se non distribuito, il risultato netto rappresenta comunque una parte della ricchezza generata nel corso dell'esercizio che gli azionisti decidono di reinvestire in azienda, contribuendo pertanto ad un potenziale aumento del valore intrinseco delle azioni.

Non ha alcuna significatività, invece, il risultato netto complessivo. Tale risultato si inserisce nell'acceso dibattito della valutazione delle *performance* economiche mettendo in evidenza che non tutte le grandezze riportate nella "parte alta" del conto economico sono più significative delle altre grandezze di *performance*.

Molte ricerche, riportate nell'analisi della letteratura, mettono a confronto il risultato netto e il risultato complessivo ed emerge che l'uno o altro (nella maggior parte dei casi il risultato netto) siano più significativi. La nostra ricerca conferma la maggior parte dei risultati presenti in letteratura e dimostra che, per il mercato italiano, il risultato netto complessivo ha una significatività decisamente inferiore rispetto al Risultato netto.

2) Come cambia (se cambia) la significatività e intensità delle grandezze di performance contabile più "value relevant" con il trascorrere degli anni?

La Tabella 10 riporta i risultati del modello (M4) di regressione GLS nel quale è stata verificata la presenza di interazioni di moderazione. Sono state verificate relazioni di causa/effetto condizionate. Tale risultato è stato ottenuto inserendo la variabile indipendente tempo per verificare se quest'ultima è in grado di modificare l'effetto delle variabili indipendenti x_i sulla variabile dipendente y_i .

La presenza di effetti di interazione è stata verificata sulle due grandezze più significative e rilevanti emerse dal modello M2: ricavi di Vendita e Risultato netto. È stato ottenuto, pertanto, un set di nuove variabili indipendenti ottenute come prodotto tra la variabile indipendente (ricavi di vendita e Risultato netto) e la variabile dummy "anno". Complessivamente vi sono 12 nuove variabili indipendenti, 6 per i ricavi di vendita e 6 per il risultato netto in quanto 6 sono gli anni oggetto di osservazione nel campione analizzato.

Tabella 10 – Risultati del modello GLS di tipo M4 e la presenza di cause di moderazione

Variabili Indipendenti		Coefficienti
		β_i
α	(Costante)	1,385
β_1	EBITDA	6,648E-5
β_2	EBIT	,000
β_3	EBT	,000
β_4	TCI	-1,354E-7
β_5	Ln(Ricavi) ₂₀₀₈	,658***
β_6	Ln(Ricavi) ₂₀₀₉	,694***
β_7	Ln(Ricavi) ₂₀₁₀	,692***
β_8	Ln(Ricavi) ₂₀₁₁	,629***
β_9	Ln(Ricavi) ₂₀₁₂	,639***
β_{10}	Ln(Ricavi) ₂₀₁₃	,713***
β_{11}	(NI) ₂₀₀₈	,001***
β_{12}	(NI) ₂₀₀₉	,001***
β_{13}	(NI) ₂₀₁₀	,001***
β_{14}	(NI) ₂₀₁₁	,001***
β_{15}	(NI) ₂₀₁₂	,001***
β_{16}	(NI) ₂₀₁₃	,001***
F		126,93
R^2		0,658
R^2 Adjusted		0,653
N		1.074
***	Significant $p < 0,01$ (two-tailed)	
**	Significant $p < 0,05$ (two-tailed)	
*	Significant $p < 0,10$ (two-tailed)	

Come si può notare dalla Tabella 10, anche nel modello M4 L' R^2 adjusted rimane elevato (0,653) e soddisfacente data la tipologia di ricerca condotta.

L'F Test di bontà del modello è uguale a 126,93; il *pvalue* (0,00) è inferiore alla soglia dello 0,05; quindi si rifiuta l'ipotesi nulla secondo cui tutti i parametri di regressione siano pari a zero e si può concludere che il modello, nella sua interezza, è significativo.

Passando ai risultati che emergono dal modello di regressione multipla, si può subito osservare come le grandezze intermedie EBITDA, EBIT, EBT e TCI, analogamente al precedente modello di regressione M2 non sono significative mentre le uniche due variabili in grado di condizionare significativamente le performance di mercato sono il logaritmo naturale dei ricavi e il risultato netto. I primi risultati descritti confermano la capacità del modello di adattarsi alle variabili di moderazione introdotte.

Come si può osservare dalla Tabella 10, il logaritmo naturale dei ricavi e il risultato netto sono sempre significativi, indipendentemente dall'anno oggetto di rilevazione. Questo significa che la capacità dei ricavi e del risultato netto di

influenzare la capitalizzazione di borsa non è a sua volta condizionata dalla data di riferimento del bilancio.

Diverso è il comportamento delle due variabili più value relevant con il trascorrere degli anni sulla base dell'intensità della relazione (β_t).

Come si può osservare dalla Tabella 10, l'effetto della variabile tempo non fa cambiare l'influenza del risultato netto sulla capitalizzazione di borsa. Il Risultato netto rimane positivamente (β_i =per i compreso nell'intervallo $[11 - 16]=0,001$) significativo ($pvalue<0,01$) in tutti gli anni. Pertanto non si è riscontrata la presenza di relazioni di moderazione.

Diverso è il comportamento dei ricavi di vendita nelle diverse annualità oggetto di analisi.

La variabile indipendente Ricavi, condizionata alla variabile indipendente tempo, mostra l'esistenza di relazioni di moderazione.

Si può infatti notare come il logaritmo dei ricavi sia sempre in grado di influenzare la *performance* di mercato significativamente ($pvalue<0,01$) ma con intensità delle relazioni che varia nel corso del tempo, così come mostrato nella Tabella 11.

Tabella 11 – Variazione dell'intensità della relazione di dipendenza in funzione del tempo

Variazione	Valore (%)
Dal 2008 al 2009	5,47%
Dal 2009 al 2010	-0,29%
Dal 2010 al 2011	-9,10%
Dal 2011 al 2012	1,59%
Dal 2012 al 2013	11,58%
Variazione media nei 6 esercizi	1,85%

Come si può osservare nella Tabella 11, nel corso delle sei annualità oggetto di analisi la variazione media dell'intensità della relazione di dipendenza (β_i =per i compreso nell'intervallo $[5 - 10]$) è positiva e pari all'1,85%.

Tuttavia, analizzando l'andamento dei coefficienti Beta nel corso delle annualità oggetto di indagine si può osservare come il valore medio sia poco rappresentativo dei cambiamenti intervenuti sui coefficienti β_i .

Vi sono infatti annualità in cui la variazione del coefficiente Beta ha segno positivo, come dal 2008 al 2009 in cui si può osservare che l'intensità della variazione di dipendenza del logaritmo naturale dei ricavi sulla capitalizzazione di borsa si incrementa del 5,47% e altre (dal 2009 al 2011) in cui l'intensità si attenua. Tuttavia possiamo riscontrare come dal 2011 all'ultimo esercizio oggetto di analisi, sembra che la relazione di dipendenza si sia stabilizzata, incrementandosi di anno in anno e facendo registrare un incremento massimo, dal 2012 al 2013, pari all'11,58%.

Alla luce di quanto riscontrato, si può pertanto concludere che adottando come variabile di moderazione il fattore tempo, non cambia la significatività delle grandezze di performance contabili in grado di influenzare la performance di mercato mentre, almeno per il logaritmo naturale dei ricavi, cambia l'intensità della relazione. Si è pertanto dimostrato che le diverse annualità oggetto di analisi rappresentano un termine di moderazione importante in grado di modificare l'effetto della variabile indipendente "logaritmo naturale delle vendite" sulla variabile dipendente "capitalizzazione di mercato".

6. Conclusioni

L'obiettivo di questo lavoro è stato quello di verificare se esiste una misura di *performance* economica (ricavi, EBITDA, EBIT, risultato ante imposte, risultato netto e/o risultato complessivo) più rilevante nell'ambito dei bilanci consolidati redatti in conformità agli IFRS, nello specifico, nel mercato italiano e in che modo le diverse annualità oggetto di analisi condizionano la significatività e l'intensità delle relazioni.

La metodologia utilizzata nella ricerca al fine di verificare quali sono i risultati di *performance* contabile in grado di "spiegare" la capitalizzazione di mercato dei gruppi italiani si basa su un modello di regressione lineare multipla GLS (*Generalised Least Squares*), utilizzato come strumento per la verifica della significatività delle variabili indipendenti e la corretta stima dei parametri di regressione (β_i) del modello OLS (*Ordinary Least Square*).

Per analizzare il nesso "causa/effetto condizionate" sono state utilizzate specifiche variabili di moderazione per testare il cambiamento dell'effetto delle variabili indipendenti significative sulla variabile dipendente.

Dall'analisi condotta è emerso che il logaritmo naturale dei ricavi e il Risultato netto influenzano il logaritmo della capitalizzazione di borsa con un *pvalue* inferiore allo 0,01. Questo significa che, considerando nulle le due variabili indipendenti, la probabilità che il modello sia in grado di "spiegare" la variabile dipendente è inferiore all'1%.

Le variabili indipendenti EBITDA, EBIT, risultato ante imposte, e risultato complessivo non presentano invece alcuna significatività.

Per ciò che concerne la presenza di effetti di interazione tra le variabili indipendenti, la ricerca ha dimostrato che la base temporale oggetto di indagine è in grado di influenzare l'intensità di alcune relazioni di dipendenza (ricavi sulla capitalizzazione di borsa), mentre non ha alcun effetto sulla significatività delle relazioni.

Questo risultato deve essere pertanto di stimolo per i ricercatori che devono ricercare, oltre la presenza di relazioni lineari, quadratiche, logaritmiche o di altra natura, anche la presenza di relazioni di interazione, in modo da caratterizzare gli studi sulla *value relevance* anche in mercati con specifiche caratteristiche, quale è il mercato Italiano.

Questa ricerca si colloca nell'ampio dibattito internazionale sulle misure di performance, contribuendo alla letteratura esistente con particolare riferimento al contesto italiano.

Tale dibattito è caratterizzato dalla presenza di risultati contrastanti in merito all'individuazione delle grandezze contabili di natura economica maggiormente in grado di "spiegare" le grandezze di performance di mercato.

I risultati dello studio dimostrano che, almeno nel contesto italiano, i Ricavi e il risultato netto continuano ad essere le grandezze più value relevant.

Inoltre, la scarsa significatività del risultato complessivo si inserisce nell'acceso dibattito della valutazione delle *performance* economiche mettendo in evidenza che non sempre le grandezze riportate nella "parte bassa" del conto economico sono più significative delle altre grandezze di *performance*.

L'obiettivo finale a cui i diversi studi vogliono arrivare è quello di fornire agli *standard setter* degli elementi utili al fine di individuare una o più grandezze di *performance* economica (diverse dai ricavi, dal risultato netto e dal risultato complessivo, misure attualmente già previste) da rendere obbligatoria/e nella *disclosure* al bilancio consolidato delle società quotate.

Bibliografia

- Abbody D., Hughes J., Liu J., (2002), "Measuring *Value Relevance* in a (Possibly) Inefficient Market", *Journal of Accounting Research*, Vol. 40, n. 4, pp. 965-986.
- Aliabadi S., Dorestani A., Balsara N., (2013), "The Most *Value Relevant* Accounting *Performance* Measure by Industry", *Journal of Accounting and Finance*", vol. 13, n. 1, pp. 22-34.
- Banker R. D., Chen L., (2006), "Predicting earnings using a model based on cost variability and cost stickiness", *The Accounting Review*, vol. 81, n. 2, pp. 285-307.
- Baron R. M., Kenny D. A., (1986), "The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: conceptual, strategic and statistical consideration", *Journal of Personality and Social Psychology*, Vol. 51, n. 6, pp. 1173-1182
- Barth M. E., Landsman W. R., Lang M. H., (2008), "International accounting standards and accounting quality", *Journal of accounting research*, Vol. 46, n. 3, pp. 467-498.
- Barton J., Hansen T. B., Pownall G., (2010), "Which *performance* measures do investors around the world *value* the most-And why?" *The Accounting Review*, vol. 85, n. 3, pp. 753-789.
- Brouwer A., Faramarzi A., Hoogendoorn M., (2014), "Does the New Conceptual Framework Provide Adequate Concepts for Reporting *Relevant* Information about *Performance*?", *Accounting in Europe*, Vol. 11, n. 2, pp. 235-257.

- Cahan S. F., Courtenay S. M., Gronnewoller P. L., Upton D. R., (2000), *Value relevance of mandated comprehensive income disclosures*, *Journal of Business Finance & Accounting*, Vol. 27, n. 9-10, pp. 1233-1265.
- Cerf A. R., (1961), "Corporate Reporting and Investment Decisions", Berkely, Cal.: University of California Press.
- Chandra U., Ro B. T., (2008), "The role of revenue in firm valuation", *Accounting Horizons*, Vol. 22, n. 2, pp. 199-222.
- Chow C.W., Wong-Boren A., (1987), "Voluntary financial disclosure by Mexican corporations", *The Accounting Review*, Vol. 62, No. 3 (Jul., 1987), pp. 533-541.
- Cooke T.E. (1991), "An assessment of voluntary disclosure in the annual reports of Japanese corporations", *The International Journal of Accounting*, Vol. 26, n. 3, pp. 174-189.
- Cooke T.E., (1992), "The impact of size, stock market listing and industry type on disclosure in the annual report of Japanese corporation", *Accounting and Business research*, Vol. 22, n. 87, pp. 229-237.
- Dainelli F., Visconti A., (2014), "Gli indicatori di bilancio per le valutazioni di mercato: uno studio di *value relevance* in Italia", *Impresa Progetto – Electronic Journal of Management*, n. 1
- Depoers F., (2000), "A cost benefit study of voluntary disclosure: some empirical evidence from French listed companies", *European Accounting Review*, Vol. 9, n. 2, pp. 245-263.
- Devalle A., (2010), "*Misurazione della performance nel bilancio IFRS. Comprehensive income, dibattito internazionale e value relevance*", Pearson Prentice Hall, Milano.
- Devalle A., Magarini R. (2012), "Assessing the *value relevance* of total comprehensive income under IFRS: an empirical evidence from European stock exchanges", *International Journal of Accounting, Auditing and Performance Evaluation*, Vol. 8, n. 1, pp. 43-68.
- Devalle A., Onali E., Magarini R., (2010), "Assessing the *value relevance* of accounting data after the introduction of IFRS in Europe", *Journal of international financial management & accounting*, Vol. 21, n. 2, pp. 85-119.
- Ertimur Y., Livnat J., Martikainen M. (2003). "Differential market reactions to revenue and expense surprises", *Review of Accounting Studies*, Vol. 8, n. 2-3, pp. 185-211.
- European Securities and Markets Authority (ESMA), (2014), Position Paper - *Alternative Performance Measures – APM*.
- Fairfield P. M., Sweeney R. J., Yohn T. L., (1996), "Accounting classification and the predictive content of earnings", *Accounting Review*, Vol. 71, n. 3, pp. 337-355.
- Financial Accounting Standards Board (FASB), (2010), *Conceptual Framework - Statement of Financial Accounting Concepts No. 8*.
- Glaum M., Street D., (2003), "Compliance with the disclosure requirements of Germany's new market: IAS versus US GAAP", *Journal of International Financial Management and Accounting*, Vol. 14, n. 1, pp. 64-100.

- Hellström K., (2006), "The *value relevance* of financial accounting information in a transition economy: The case of the Czech Republic", *European Accounting Review*, Vol. 15, n. 3, 325-349.
- Holthausen R. W., Watts R. L., (2001), "The *relevance* of the *value-relevance* literature for financial accounting standard setting", *Journal of accounting and economics*, 31(1), 3-75.
- International Accounting Standards Board (IASB), (2010), Conceptual Framework.
- Jegadeesh N., Livnat J., (2006), "Revenue surprises and stock returns", *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 41, n. 1, pp. 147-171.
- Jennings R., LeClere M., Thompson R. B., (2001), "Goodwill amortization and the usefulness of earnings", *Financial Analysts Journal*, Vol. 57, n. 5, pp. 20-28.
- Lang M., Ready J.S., Wilson W., (2006), "Earnings management and cross listing: are reconciled earnings comparable to US earnings?", *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 42, N. 1-2, pp. 255-283.
- McNally G.M., Eng L.H., Hasseldine R., (1982), "Corporate financial reporting in New Zealand: an analysis of user preferences, corporate characteristics and disclosure practices for discretionary information", *Accounting and Business Research*, Vol. 13, n. 49, pp. 11-20.
- Ohlson J. A., (1995), "Earnings, book *values*, and dividends in equity valuation", *Contemporary accounting research*, Vol. 11, n. 2, pp. 661-687.
- Ohlson J. A., Penman S. H., (1992), "Disaggregated accounting data as explanatory variables for returns", *Journal of Accounting, Auditing & Finance*, vol. 7, n. 4, pp. 553-573.
- Ota K., (2003), "The impact of price and return models on *value relevance* studies: a review of theory and evidence", *Accounting Research Journal*, vol. 16, n. 1, pp. 6-20.
- Stanga K.G., (1976), "Disclosure in published annual reports", *Financial Management*, Vol. 5, No. 4 (Winter, 1976), pp. 42-52.
- Veith S., Werner J. R., (2014), "Comparative *Value Relevance* Studies: Country Differences Versus Specification Effects", *The International Journal of Accounting*, vol. 49 n. 3, pp. 301-330.
- Wallace R. O., Naser K., Mora A., (1994), "The relationship between the comprehensiveness of corporate annual reports and firm characteristics in Spain", *Accounting and business research*, Vol. 25, n. 97, pp. 41-53.
- Wu C., XU B., (2008), "Deflator selection and generalized linear modelling in market-based regression analyses", *Applied financial economics*, Vol. 18, n. 21, pp. 1739-1753.

Alain Devalle, Donatella Busso, Fabio Rizzato
Qual è la grandezza di performance economica più significativa? Un'analisi empirica in
Italia.
Impresa Progetto - Electronic Journal of Management, n. 3, 2015

Alain Devalle

Professore Associato in Economia Aziendale
Dipartimento di Management
Università degli Studi di Torino
Corso Unione Sovietica 218 bis
10134, Torino
alain.devalle@unito.it

Donatella Busso

Professore Associato in Economia Aziendale
Dipartimento di Management
Università degli Studi di Torino
Corso Unione Sovietica 218 bis
10134, Torino
donatella.busso@unito.it

Fabio Rizzato

Ricercatore confermato in Economia Aziendale
Dipartimento di Management
Università degli Studi di Torino
Corso Unione Sovietica 218 bis
10134, Torino
fabio.rizzato@unito.it