

IMPLICAZIONI METODOLOGICHE E VALUTATIVE L'USO DEI BETA AZIONARI NELLA VALUTAZIONE D'IMPRESA

Il presente lavoro è diretto a confrontare gli effetti derivanti dall'utilizzo di diverse scelte metodologiche per la stima empirica dei beta azionari in sede di valutazione di impresa. In particolare, sono confrontati gli effetti derivanti dall'utilizzo di rendimenti calcolati su frequenze differenti, ossia giornaliere, settimanali e mensili, e di cutoff più o meno attendibili dal punto di vista econometrico. Inoltre, viene esaminata la stabilità temporale delle stime riportando i risultati ottenuti, disaggregati a livello settoriale. L'obiettivo è di fornire utili indicazioni per i practitioner, evitando applicazioni acritiche di metodologie sviluppate con riferimento a contesti finanziari alquanto differenti rispetto alla realtà che caratterizza lo scenario italiano.

CONTABILITÀ E CONTROLLO//BETA AZIONARI//VALUTAZIONE D'IMPRESA//MERCATO ITALIANO//SISTEMA FINANZIARIO



STEFANO MENGOLI

è Professore Ordinario di Finanza Aziendale presso Alma Mater Studiorum – Università di Bologna. È Direttore della sede di Bologna del Dipartimento di Scienze Aziendali e Coordinatore del Corso di Laurea Magistrale in Direzione Aziendale. Gli interessi di ricerca riguardano gli effetti della geografia e della corporate governance sulla finanza d'impresa.

INTRODUZIONE

Valutare un'impresa richiede un'approfondita conoscenza delle teorie sottostanti la finanza aziendale. Tale competenza si rende necessaria non solo per un utilizzo rigoroso degli approcci consolidati in letteratura ma anche per guidare le scelte, in particolare nel caso di inadeguatezza di informazioni a disposizione. Sotto quest'ultimo aspetto, in presenza di un mercato finanziario scarsamente sviluppato come quello che caratterizza il contesto italiano, uno dei passaggi più impegnativi risulta senza dubbio la determinazione del costo del capitale. Se dal punto di vista teorico, come già osservato, la procedura di individuazione è ormai consolidata, il confronto con la realtà indebolisce le certezze teoriche, il più delle volte sviluppate su

ipotesi e modelli alquanto lontani da situazioni concrete. In particolare, va osservato che gli studi empirici sul tema in questione si sono pressoché concentrati sui contesti anglosassoni, caratterizzati da fattispecie alquanto distanti rispetto alle nostre, ad esempio con riferimento allo sviluppo dei mercati finanziari. Aspetti quali la numerosità delle società quotate, utilizzata per la stima dei parametri valutativi, o l'individuazione di fattori di rischio in grado di spiegare il rischio d'impresa e, di conseguenza, il costo del capitale, sono solo alcuni degli esempi di diversità delle condizioni di contesto che è possibile annoverare. In relazione a quest'ultima osservazione, si consideri come nel mercato statunitense il β azionario sia ormai relegato a essere uno tra i tanti fattori di rischio che la letteratura ha individuato per misurare il costo del capitale (si veda tra tutti Fama e French, 1992; 1993; 1996), diversamente dal contesto italiano, in cui un simile approccio non sembra altrettanto consolidato. Conseguentemente, la mancanza di tale approfondimento ha condotto a un'evidente confusione e discrepanza rispetto alla letteratura economico-finanziaria sviluppatasi soprattutto con riferimento ad altri scenari.

Anche nel contesto anglosassone, tuttavia, il β continua nella pratica a risultare in gran parte dei casi l'unico fattore di rischio considerato. Infatti, un autorevole studio accademico di Graham e Harvey (2001), che riporta i risultati di un questionario somministrato a CFO di società statunitensi, mostra che il 73 per cento dei rispondenti utilizza "sempre" o "quasi sempre" il β del CAPM quale unico fattore per la stima del costo del capitale. Il lavoro evidenzia anche come siano paradossalmente le grandi imprese a mostrare questa preferenza. Indicazioni di questo tipo giungono anche da un lavoro analogo proposto da Mengoli e Sandri (2012), che ha però a oggetto imprese italiane. Ancora una volta, l'analisi conferma come sia estremamente importante l'utilizzo del β per la stima del costo del capitale. In particolare, i CFO italiani sembrano dividersi tra chi determina il β in modo autonomo e chi invece fa riferimento a β calcolati da analisti piuttosto che *practitioners*. In ogni caso, entrambi gli studi mostrano come questo sia il

metodo nella pratica più utilizzato e preferito rispetto a metodi alternativi più o meno complessi.

È forse questa una delle ragioni per cui numerosi studi si sono focalizzati pressoché unicamente sul tentativo di comprendere meglio il β e le sue eventuali limitazioni. Tanto per citarne alcuni, Carroll e Wei (1988) mostrano la necessità di una relazione che non si limiti alla linearità del β , mentre Chen et al. (1986) propongono di utilizzarlo in relazione ad altre variabili di tipo macroeconomico. Hollstein et al. (2020), sempre per rivalutare il β rispetto a fattori come quelli proposti da Fama e French, mostrano che, utilizzando dati intra-giornalieri, si può persino spiegare meglio l'effetto "dimensione" senza la necessità di aggiungere altri fattori, quindi sposando più o meno espressamente una logica di rasoio di Occam.

Alcuni studi si soffermano poi ad analizzare come il β possa essere correttamente calcolato. Roman e Terrazza (2018), usando titoli francesi nell'indice CAC40 e selezionando un modello *E-Garch* rispetto a un semplice metodo OLS, utilizzano dati giornalieri chiedendosi quale sia il periodo appropriato da utilizzare. Un interessante risultato evidenziato dagli autori riguarda le stime OLS, che tendono a divergere maggiormente rispetto al modello più sofisticato con titoli a elevato β . Il punto dell'*intervallling effect* è affrontato in modo specifico da numerosi autori, tra i quali Scholes e Williams (1977), Dimson (1979) e Corhay (1991). Quest'ultimo, ad esempio, si sofferma su titoli quotati alla Borsa di Bruxelles e conclude che è preferibile evitare l'uso di intervalli temporali troppo brevi per misurare i rendimenti nel calcolo dei β . In più, lo studio mostra numerose altre evidenze, come ad esempio il fatto che l'uso di dati settimanali – quindi rendimenti calcolati dal lunedì al lunedì piuttosto che dal venerdì al venerdì – ha come conseguenza stime di β più elevati. Anche Martikainen (1991), che analizza titoli quotati alla Borsa di Helsinki, studia l'effetto del *nonsynchronous trading bias* e verifica come questo spieghi la crescita dei β al crescere della frequenza di calcolo dei rendimenti: i β calcolati su rendimenti giornalieri risultano infatti più contenuti rispetto a quelli calcolati su rendimenti settimanali, e ancor

più contenuti rispetto a quelli mensili. Agrawal, Gilbert e Harkins (2022) si spingono oltre, verificando quali β , a seconda della frequenza di calcolo dei rendimenti utilizzata, siano maggiormente in grado di prevedere i rendimenti successivi. I β calcolati su base settimanale emergono come i più performanti, essendo i migliori a prevedere sia i rendimenti settimanali successivi sia quelli mensili.

L'aspetto forse più interessante, soprattutto in relazione al contesto italiano, è l'esigenza di misurare anche la componente di rischio non sistematica, dimostrata determinante da Lakonishok e Shapiro (1986). Sotto questo aspetto, Smith e Smith (2004) si spingono oltre e stimano in termini quantitativi il costo di mancata diversificazione. Utilizzando un database di *IPO high tech* per stimare il costo del capitale per imprenditori e VC, gli autori determinano che possedere un portfolio non diversificato comporti un costo da due a quattro volte più elevato rispetto a quanto stimato utilizzando solo il β , ossia rispetto a portafogli diversificati. Per la precisione, considerando un tipico caso, il costo del capitale passerebbe dall'11.4 al 40.0 per cento.

L'obiettivo principale di questo lavoro è fornire evidenze aggiornate in tema di stima empirica dei β azionari, facendo riferimento alle imprese prevalentemente operanti nel contesto italiano. Il fine è di fornire indicazioni potenzialmente utili ai *practitioner* chiamati a determinare il costo del capitale in sede di valutazione di impresa. In particolare, si intende mettere in luce peculiarità ed effetti delle varie metodologie normalmente impiegate per determinare i β azionari, in modo da poter offrire indicazioni utili a orientare le scelte in diverse situazioni. Suggestire spunti di riflessione consente infatti di evitare che il valutatore si trovi a dover effettuare scelte acritiche relativamente alle metodologie da adottare in sede di stima, non tenendo in debito conto il fatto che la ricerca potrebbe essere stata sviluppata per contesti distanti da quello italiano.

In modo specifico, queste note si concentrano sulla stima del β azionario, parametro cruciale nel modello di equilibrio di un mercato finanziario. Sviluppato in modo indipendente da Sharpe (1964),

Lintner (1965) e Mossin (1966), esso è definibile come misura del rischio sistematico di un'attività finanziaria, ossia la tendenza del rendimento di un'attività a variare a seguito di variazioni di mercato. Dal punto di vista statistico, tale parametro è misurato dal rapporto tra la covarianza del rendimento di un'azione rispetto al rendimento di mercato e la varianza del rendimento di mercato. Il β azionario rappresenta quindi una misura finanziaria in grado di fornire utili indicazioni sul rischio di impresa e, di conseguenza, costituire la base per la determinazione del costo richiesto dagli azionisti per finanziare la stessa (si veda Berk e De Marzo, 2013; Guatri e Bini, 2005). Per la sua stima, il modo più immediato consiste nel regredire i rendimenti del titolo azionario rispetto ai rendimenti del mercato. Se la metodologia è definita, le discordanze emergono nella scelta della frequenza dei rendimenti da utilizzare – giornaliera, settimanale o mensile – e nella valutazione del livello di qualità della stima necessario affinché il parametro possa essere accettato. Pertanto, questo lavoro si propone di confrontare gli effetti di queste due dimensioni sulla valutazione dell'equity di impresa.

È opportuno notare come una modalità per ovviare al problema potrebbe essere l'utilizzo di β direttamente forniti da noti siti finanziari, uno tra tutti *Yahoo Finance*, che rappresenta forse il più celebre e utilizzato. Tuttavia, se da una parte questi β possono sembrare una comoda alternativa, presentano diversi limiti. In particolare, ribadendo ancora una volta il rischio di utilizzare stime black box, si osserva come i β forniti da *Yahoo Finance* siano basati su stime mensili su un orizzonte di tre anni (36 mesi), utilizzando nel calcolo dei rendimenti prezzi di chiusura anziché prezzi aggiustati per interventi sul capitale. Se già queste considerazioni mostrano gli evidenti limiti dell'utilizzo di questo parametro, si consideri ulteriormente come tali β siano calcolati prendendo a riferimento l'indice di mercato *S&P500*, quindi un indicatore del mercato finanziario americano composto unicamente da *large cap*. Tali argomentazioni sembrano sufficienti a suggerire di evitarne l'utilizzo, rendendo ancor più necessaria la necessità di un approfondimento sulle metodologie

di calcolo, in modo da evitare di rifarsi a un utilizzo acritico di stime del parametro.

Considerando l'ultima data disponibile, ossia l'inizio di marzo 2024, in questo lavoro si sono quindi effettuate le stime dei β , calcolati con le diverse modalità illustrate, su un campione di imprese quotate con sede in Italia. In seguito, le stime sono state confrontate per comprendere gli effetti economici delle diverse scelte sul valore dell'equity aziendale, utilizzando un approccio *equity side*. È stata anche analizzata la stabilità temporale dei parametri e, aspetto forse ancor più rilevante, i risultati sono stati disaggregati per costruire sottocampioni definiti sulla base dell'appartenenza settoriale delle diverse imprese del campione.

Il lavoro è strutturato come segue: nel prossimo paragrafo viene descritto il dataset utilizzato e le metodologie seguite per la determinazione dei β azionari. Il terzo paragrafo presenta i risultati ottenuti, mentre nel quarto si indagano gli effetti economici delle scelte di stima sul valore dell'equity di impresa. Infine, nel quinto e ultimo paragrafo, dopo l'analisi delle implicazioni dello studio, vengono tratte le principali conclusioni.

DATI

Il campione analizzato è costituito da tutti i titoli quotati alla Borsa Italiana a marzo 2024. Il dataset iniziale, ottenuto da Eikon Thomson Reuters, includeva inizialmente 460 imprese. Tra queste, sono state selezionate le società domiciliate in Italia con una serie storica mensile di prezzi azionari per un periodo non inferiore a 24 mesi, riducendo così il campione a 435 osservazioni. Quest'ultimo criterio è stato introdotto in quanto rappresenta un parametro riconosciuto nella letteratura finanziaria per ottenere stime attendibili, soprattutto con riferimento ai prezzi azionari calcolati su base mensile. A fini comparativi, dai prezzi giornalieri sono stati poi calcolati i rendimenti azionari con cadenza giornaliera, settimanale e mensile, in modo da poter confrontare le stime ottenute. Le tre frequenze identificate sono quelle normalmente

impiegate dai valutatori per determinare il costo del capitale d'impresa. Nel dettaglio, per i rendimenti settimanali sono stati utilizzati i rendimenti di chiusura aggiustati calcolati a partire dai prezzi del lunedì, mentre per i rendimenti mensili sono stati utilizzati i prezzi dell'ultimo giorno di apertura del mese della borsa.

Per determinare i β azionari, sono stati poi utilizzati periodi di stima differenti a seconda della frequenza di calcolo dei rendimenti azionari: una serie storica di un anno per i rendimenti giornalieri; di due anni per i rendimenti settimanali; e infine di cinque anni per i rendimenti mensili. Ancora una volta, la scelta è stata dettata da quanto normalmente implementato dai *practitioner* in sede di valutazione. Il *market model* utilizzato per la stima dei β è il seguente:

$$r_{it} = \alpha + \beta r_{mt} + \varepsilon_{it} \quad t = 1, \dots, T$$

dove i è l' i -esima impresa, m è l'indice di mercato, ε è il simbolo di errore e T il periodo utilizzato, differente per le stime su base giornaliera, settimanale e mensile.

Al fine di verificare l'eventuale stabilità delle stime, è stata poi estesa la serie storica utilizzata a partire dal 2015, riproponendo la medesima metodologia e calcolando i β di ogni impresa del campione per ogni mese a partire da gennaio 2020, sebbene si ribadisca come gran parte del lavoro si sia concentrato sull'ultimo periodo di stima. I parametri così ottenuti sono stati ancora una volta confrontati tra di loro.

Per la stima del β , l'indice di mercato utilizzato è stato costruito calcolando le medie semplici dei rendimenti di tutti i titoli sulle tre scadenze temporali. Di conseguenza, per costruzione, l'indice risulta essere equiponderato. In un autorevole studio, Treynor (2005) approfondisce e dimostra l'evidente superiorità di tale indice proprio al fine di limitare gli errori di stima che, utilizzando invece un indice in qualche modo ponderato (*value-weighted*), tendono a non compensarsi, annullandosi eventualmente tra di loro. In pratica, ci si pone in un'ottica di un investitore che attribuisce la medesima importanza a

piccole e grandi imprese, considerando la dimensione in termini di capitalizzazione di borsa. Utilizzare un indice equiponderato consente anche di limitare il *bias* di capitalizzazione di mercato, fornendo a ogni impresa all'interno dell'indice lo stesso peso. Viste le importanti proprietà, tra cui una minore concentrazione azionaria, la scelta relativa a questa tipologia di calcolo è pressoché necessaria per ottenere stime attendibili.

Regredendo quindi i rendimenti azionari contro i rendimenti di mercato così ottenuti, si sono stimati i β utilizzando intenzionalmente un modello econometrico estremamente semplice, ossia il metodo dei minimi quadrati ordinari (OLS, dall'inglese *Ordinary Least Squares*), in quanto tale approccio è il più comunemente adottato nelle stime valutative che interessano le imprese operanti in Italia. Non si è fatto dunque ricorso ad alcuna correzione del modello, ad esempio per la presenza di *outlier*, autocorrelazione o *cluster* di volatilità. Di conseguenza, la significatività statistica delle stime indicate nel seguito è da riferirsi a semplici modelli OLS. È utile infine aggiungere come i modelli utilizzati siano estremamente parsimoniosi: non sono infatti state utilizzate altre variabili esplicative né eventuali *lag* dei rendimenti di mercato.

A puro titolo informativo, sono stati inizialmente calcolati i β di un modello panel *fixed effects* e un modello panel *random effects*, utilizzando dati giornalieri, settimanali e mensili. Per tutti i modelli, si è ottenuto un valore di beta pari a uno, almeno fino alla seconda cifra decimale e con alta significatività statistica. Le costanti dei modelli, calcolate diversamente nelle due analisi, non sono risultate comunque significativamente diverse da zero. Questi risultati sembrano suggerire un'indicazione positiva sull'attendibilità dei dati utilizzati.

Da ultimo, per ogni impresa analizzata e sempre utilizzando Eikon Thomson Reuters, sono stati raccolti i dati relativi al costo del debito e al peso di quest'ultimo rispetto al patrimonio netto, facendo riferimento all'ultimo bilancio disponibile. Tali informazioni hanno consentito di pervenire anche al costo medio ponderato del capitale (WACC). Si è poi determinato l'*equity value* di un'ipotetica

impresa che avesse quale unico flusso di cassa dieci milioni di euro all'anno all'infinito. Tale estrema semplificazione è finalizzata a fornire un'indicazione degli eventuali effetti sul valore, derivanti da scelte effettuate concentrandosi unicamente sulle modalità di stima dei β azionari.

RISULTATI

In Figura 1 è possibile apprezzare sia la distribuzione delle stime dei β per le imprese del campione considerato, sia la relazione tra queste e i rispettivi coefficienti di determinazione (R^2) ottenuti dalle regressioni OLS volte a stimare i singoli parametri. L' R^2 è infatti comunemente utilizzato dai *practitioner* per fornire indicazioni utili relativamente alla qualità delle stime. Si rammenta che questo coefficiente statistico, che assume valori compresi tra zero e uno, suggerisce quanto della (variabilità della) variabile dipendente – in questo caso il rendimento azionario – sia spiegato dalla (variabilità della) variabile indipendente – in questo caso il rendimento dell'indice di mercato.

In particolare, nei grafici a dispersione mostrati in Figura 1, sono rappresentati i β e gli R^2 ottenuti utilizzando rendimenti giornalieri (primo grafico, punti rossi), settimanali (secondo grafico, punti viola) e mensili (terzo grafico, punti blu). In ciascun grafico, i *cutoff* di R^2 (10 e 20 per cento), normalmente adottati per valutare la qualità della stima e determinare se il parametro sia adeguato o meno, sono indicati con linee tratteggiate. Infine, si è cercato di fornire anche una qualche indicazione sulla significatività statistica della stima associata a ciascun parametro β . I beta con *p-value* del t-test superiori al 10 per cento (non significativi dal punto di vista statistico) sono contraddistinti da un punto trasparente, mentre i restanti (significativi dal punto di vista statistico) sono mostrati con un punto di colore definito di dimensione inversamente proporzionale al *p-value* della stima stessa. In altre parole, più grande è il punto, più la stima risulta affidabile dal punto di vista statistico.

Analizzando i tre grafici a dispersione emerge innanzitutto che i β ottenuti sono sempre

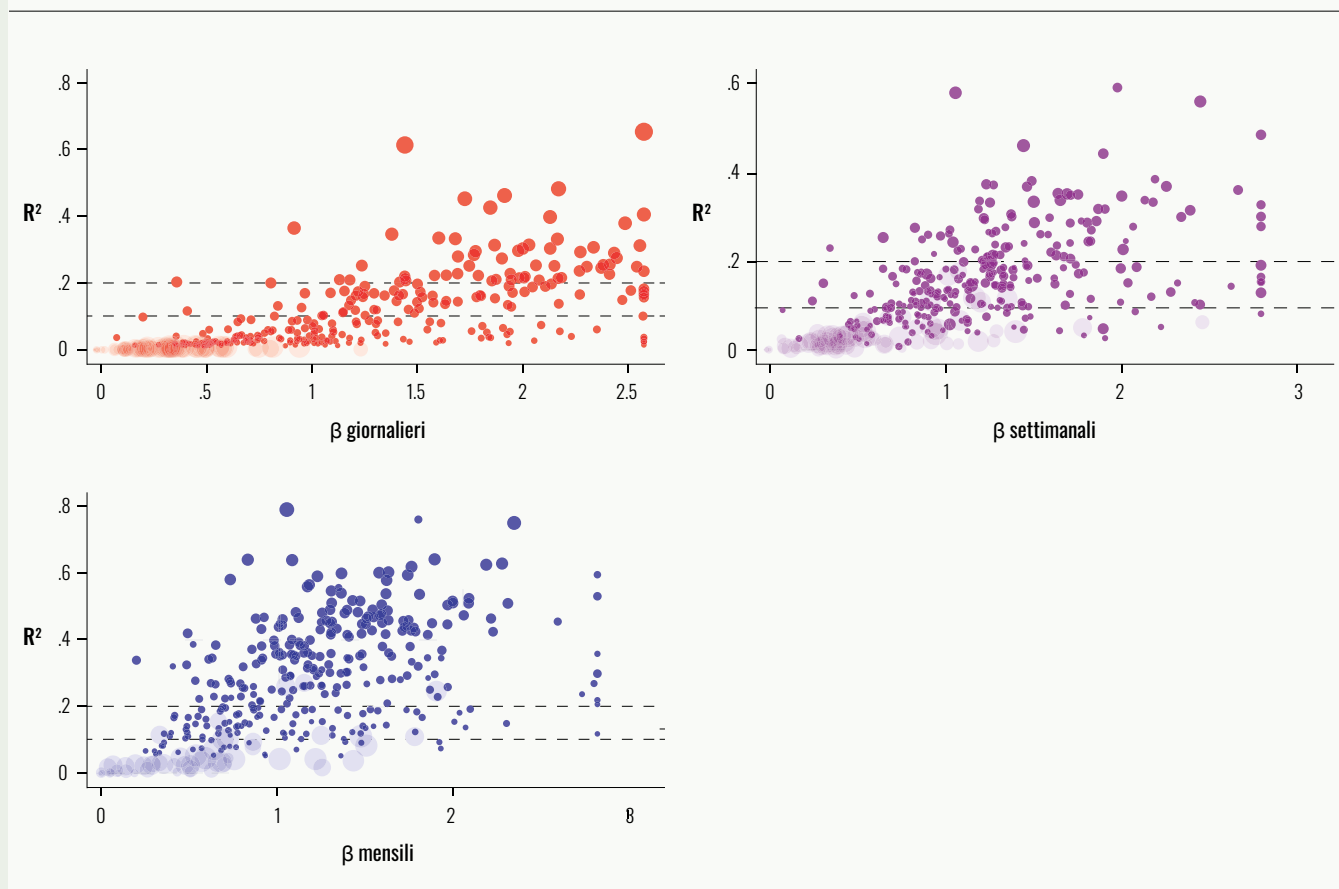
positivi e che non vi sono titoli che si muovono sistematicamente in direzione opposta al mercato azionario. In particolare, si osserva che i casi non significativi dal punto di vista econometrico (punti trasparenti), ossia quelli che non dovrebbero essere considerati in un'analisi valutativa rigorosa, tendono ad addensarsi su valori di β estremamente contenuti e, ovviamente, su valori di R^2 altrettanto bassi, vicini allo zero. Pertanto, già questa prima osservazione suggerisce che una valutazione non rigorosa, che considerasse ugualmente tutti i β indipendentemente dalla qualità della stima, porterebbe a una sottovalutazione del β azionario e, di conseguenza, a una stima contenuta del costo del capitale d'impresa, traducendosi poi in una sovrastima del valore aziendale.

Comparando i tre grafici, emerge altrettanto chiaramente come l'aumentando della frequenza dei rendimenti nella determinazione dei β sia correlato

a un incremento dei coefficienti di determinazione (R^2). Questo suggerisce che, quando possibile, sia preferibile al posto di frequenze giornaliere optare per frequenze settimanali o, ancor meglio, mensili. In generale, dalla Figura 1 emerge che l'utilizzo di un cutoff di R^2 del 10 per cento rappresenta una soluzione semplice ma al tempo stesso efficace per discriminare la qualità delle stime dei β , consentendo di selezionare solo quelli effettivamente informativi dal punto di vista econometrico.

Nell'ultimo panel illustrato in Figura 1 sono riportate anche le tre distribuzioni dei β sulle varie cadenze temporali, al fine di confermare le prime intuizioni. Si osserva effettivamente come la distribuzione di frequenza dei β calcolati su base giornaliera (in rosso) risulti più equidistribuita rispetto a quella dei β calcolati su base settimanale (punti viola) e mensile (punti blu). Questi ultimi, infatti, tendono ad assumere una forma più simile a

FIGURA 1. DISTRIBUZIONE DEI β E RISPETTIVI R^2 CALCOLATI A INIZIO MARZO 2024 SULLE TRE DIVERSE CADENZE TEMPORALI



una distribuzione normale, contrariamente a quanto accade per i dati giornalieri. In tutte le distribuzioni i valori modali tendono comunque ad addensarsi intorno a valori leggermente superiori a uno.

Dall'analisi grafica si è quindi passati in Tabella 1 all'esame delle statistiche descrittive dei tre campioni analizzati. Per le 435 società dell'intero campione, di cui sono stati calcolati i β con frequenza giornaliera, settimanale e mensile, il valore medio dei β si attesta intorno a uno su tutte le frequenze. In particolare, la media dei β è pari a 0.98 utilizzando dati con frequenza giornaliera, 0.97 utilizzando dati settimanali, e 0.99 con dati mensili (colonna 3).

Se i valori medi di β risultano piuttosto simili nei tre campioni, la seconda colonna in Tabella 1, che riporta la percentuale dei coefficienti statisticamente significativi con riferimento al *cutoff* del 10 per cento del *p-value* associato al t-test del parametro, mette in evidenza una maggiore adeguatezza dei β calcolati su base mensile, con il 75 per cento di stime statisticamente significative. Al contrario, i β giornalieri risultano su questa dimensione i meno adeguati, in quanto solamente il 70 per cento di questi risulta significativo e quindi accettabile dal punto di vista statistico. L'informazione sullo scarto quadratico medio (σ) misurato per i β disponibili nei tre campioni suggerisce che le stime risultano più omogenee per i dati con frequenza mensile ($\sigma=0.68$), registrando una minore dispersione rispetto

ai dati settimanali ($\sigma=0.74$) e giornalieri ($\sigma=0.79$), analogamente a quanto si era già evidenziato osservando le distribuzioni di frequenza in Figura 1.

La restante parte della Tabella 1 riporta le stesse statistiche con riferimento ai sottocampioni ottenuti utilizzando la discriminante di un *cutoff* di R^2 pari al 10 e al 20 per cento. Come si può osservare, la numerosità dei campioni si riduce in maniera considerevole, in particolare con riferimento ai β ottenuti utilizzando rendimenti con cadenza giornaliera: con un *cutoff* del 10 per cento il campione passa dalle precedenti 435 osservazioni a 128, mentre con un *cutoff* del 20 per cento si riduce ulteriormente a 64 osservazioni. Questo rappresenta una riduzione di circa sette volte rispetto al campione iniziale. Sulla frequenza mensile la riduzione è alquanto più contenuta: si passa infatti da 435 a 220 osservazioni utilizzando il *cutoff* pari al 20 per cento, con una diminuzione di circa la metà. In altre parole, le stime dei β effettuate con dati mensili presentano una qualità econometrica superiore.

Un aspetto rilevante ai fini della presente analisi riguarda il fatto che l'utilizzo di tali *cutoff* ha come conseguenza evidente il consistente incremento dei β medi, secondo quanto già osservato in precedenza dalla semplice analisi grafica. Infatti, i β non significativi tendono a concentrarsi su valori considerevolmente più bassi e intorno allo zero, motivo per cui il loro utilizzo comporta una

TABELLA 1. STATISTICHE DESCRITTIVE DEI β A SECONDA DELLA FREQUENZA DI CALCOLO DEL RENDIMENTO

	n	pvalue(t-test)>10%	μ	σ	med
Intero campione:					
Giornalieri	435	70,34%	0,98	0,79	0,87
Settimanali	435	71,26%	0,97	0,74	0,96
Mensili	435	75,40%	0,99	0,68	1,01
R2>10%:					
Giornalieri	128	100,00%	1,75	0,59	1,81
Settimanali	220	96,82%	1,31	0,69	1,25
Mensili	315	94,92%	1,22	0,59	1,19
R2>20%:					
Giornalieri	64	100,00%	1,86	0,63	1,98
Settimanali	94	100,00%	1,45	0,75	1,47
Mensili	220	96,82%	1,32	0,59	1,28

sottostima del costo del capitale di impresa. Ancora una volta, la frequenza meno discriminata dalla scelta del *cutoff* di R^2 è rappresentata da quella mensile. Da queste prime evidenze emerge come, anche dal punto di vista metodologico, sia assolutamente necessario e indispensabile utilizzare un qualche indicatore statistico, quale ad esempio il coefficiente di determinazione R^2 , per disporre di informazioni sulla qualità delle stime e su quali tra queste considerare. Trascurare questo aspetto ha come rilevante conseguenza una sottovalutazione del costo del capitale, che a sua volta si traduce in una sopravvalutazione del valore d'impresa. Al tempo stesso, emerge in modo altrettanto evidente la drastica riduzione della numerosità delle società utilizzabili come *benchmark* per le stime, in particolare utilizzando dati giornalieri. Si ravvisa, in altre parole, il classico dilemma quotidianamente affrontato dai *practitioner* chiamati a valutare le imprese operanti nel contesto italiano: la necessità di scegliere tra

parametri poveri in termini di qualità econometrica, ma in qualche modo indispensabili per poter pervenire a una qualche stima del valore d'impresa.

Poiché le statistiche fino a ora discusse si riferiscono unicamente al campione di stime dei parametri ottenute nel periodo più recente (marzo 2024), in Figura 2 si riportano i risultati ottenuti con l'intento di verificare la stabilità di tali stime nel tempo qualora venissero calcolate in un altro periodo di riferimento. Per fare ciò, sono stati ricalcolati i β utilizzando la stessa metodologia adottata per il periodo più recente, ma ponendosi all'inizio di ogni mese a partire da gennaio 2020. Si è quindi cercato, in altre parole, per ogni mese della finestra temporale gennaio 2020-marzo 2024, di immedesimarsi nell'eventuale valutatore, replicando l'esercizio già proposto.

La Figura 2 riporta la serie storica dei β medi (*cross-section*) per ogni mese di stima sul periodo interessato. In particolare, l'area mostrata nel

FIGURA 2. STABILITÀ DEI β AZIONARI CALCOLATI NEL PERIODO GENNAIO 2020-MARZO 2024 SULLE TRE DIVERSE CADENZE TEMPORALI

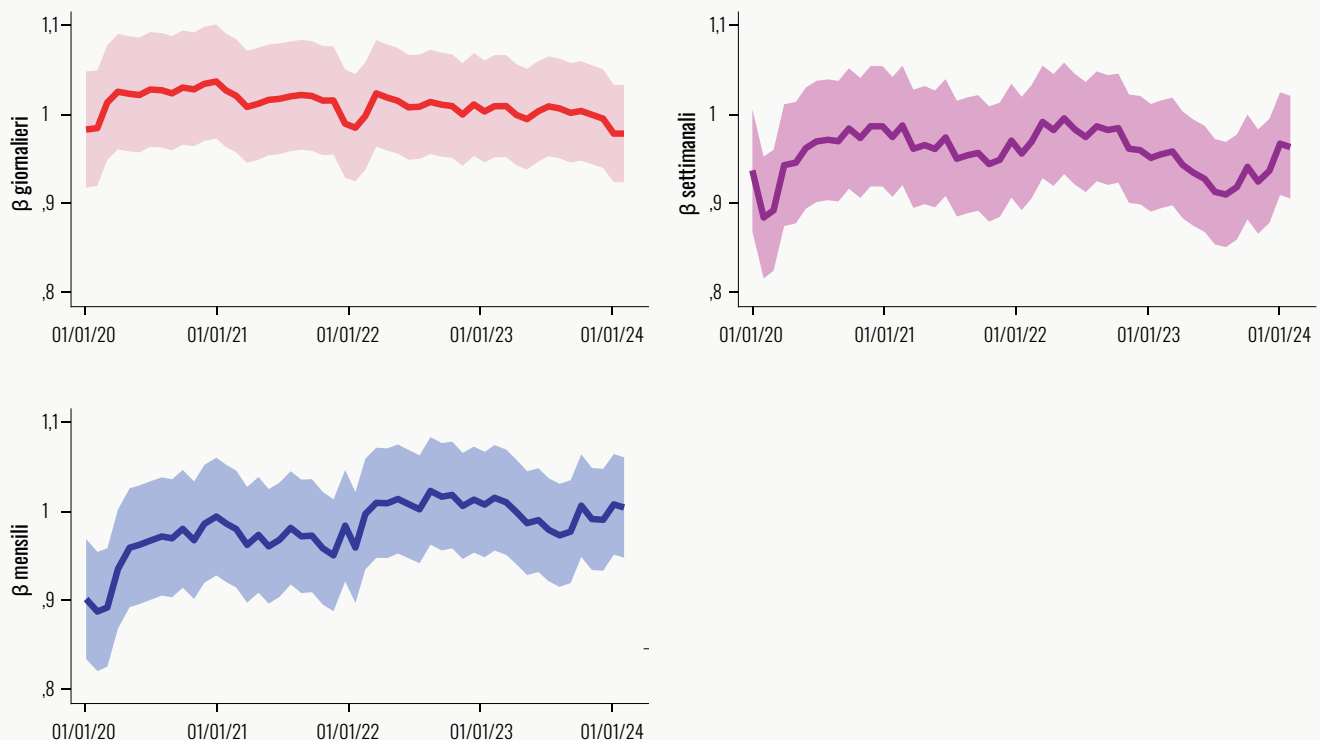
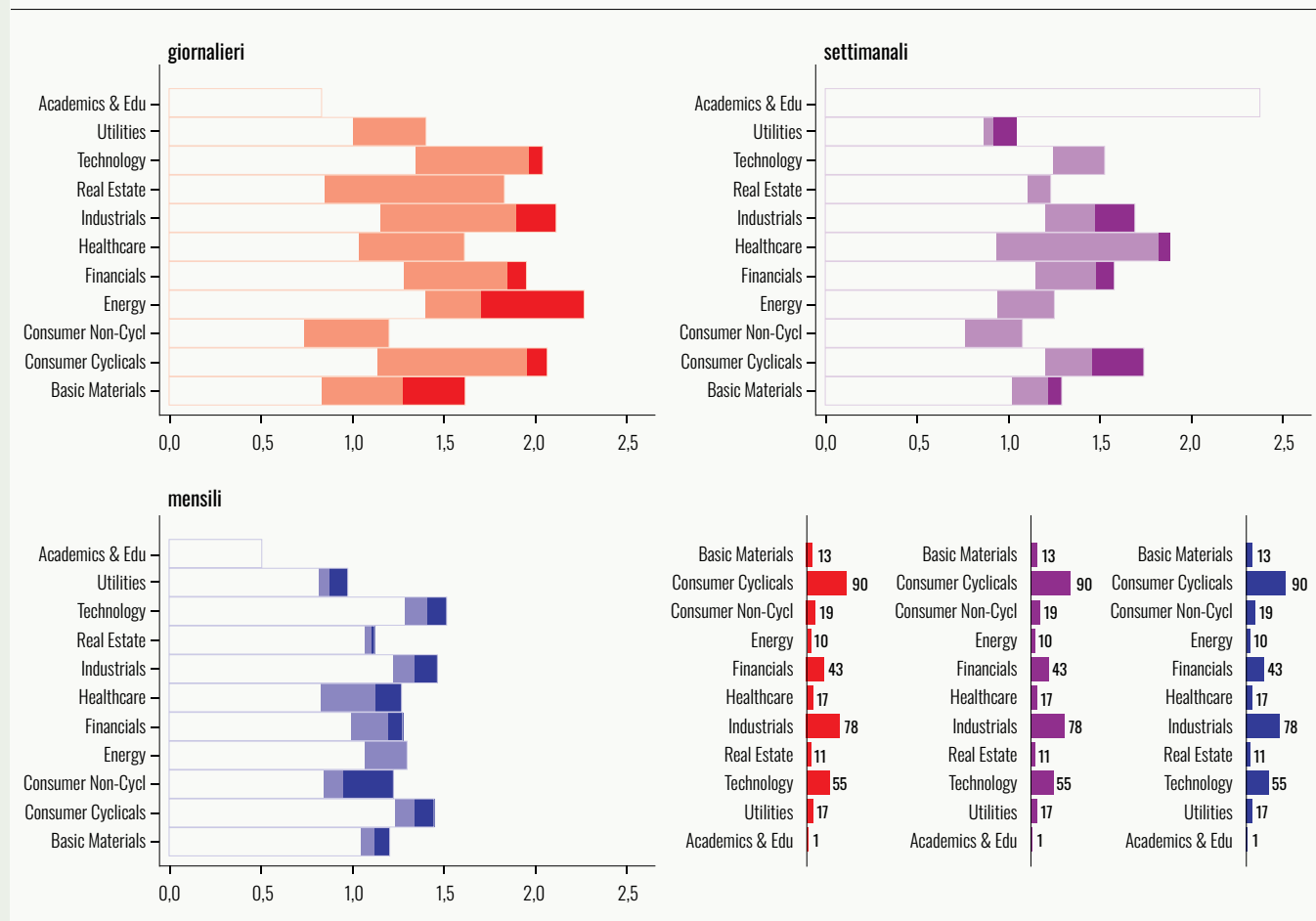


grafico evidenzia l'intervallo di confidenza del 90 per cento delle singole stime mensili, in altre parole l'intervallo entro cui cadono il 90 per cento dei valori di β calcolati, fornendo una misura dell'affidabilità delle stime nel tempo. Come è possibile osservare, i valori di β sono piuttosto stabili nel tempo, anche considerando il contesto di elevata incertezza e instabilità del periodo pandemico e post-pandemico, il cui inizio può essere fatto risalire, riferendosi agli effetti sul mercato finanziario, a marzo 2020. Poiché per calcolare la rischiosità di impresa – e quindi il costo del capitale – è comune, soprattutto per le società non quotate, utilizzare non una singola impresa bensì un campione di imprese *benchmark* con caratteristiche simili all'impresa da valutare (ad esempio, lo svolgimento della stessa attività economica), si tende abitualmente

a considerare il settore di attività per identificare il rischio sistematico. A tal fine, come riportato in Figura 3 e Tabella 2, contenenti le stesse indicazioni, le imprese del campione sono state suddivise in base al settore di attività economica. Per questa classificazione è stata utilizzato la *Refinitiv Business Classification* (TRBC), che funge da standard di classificazione settoriale a vari livelli di approfondimento per definire l'appartenenza delle imprese in base alla loro somiglianza settoriale. A un primo livello, tale classificazione riconduce le imprese a undici settori di attività economica: *Basic Materials, Consumer Cyclical, Consumer Non-Cyclical, Energy, Financials, Healthcare, Industrials, Real Estate, Technology Utilities, Academic & Edu*. Nel presente studio, si è scelto di limitarsi a questo primo livello, in quanto, anche utilizzando questa suddivisione,

FIGURA 3. β MEDI DI SEFORE SULLE TRE DIVERSE CADENZE TEMPORALI DI CALCOLO DEI RENDIMENT: per l'intero campione (bianco), il campione con $R^2 > 10\%$ (colore tenue) ed infine il campione con $R^2 > 20\%$ (colore intenso)



il settore *Academic & Edu* rimane comunque scoperto una volta introdotto un *cutoff* minimo per discriminare la qualità delle stime. Questo renderebbe di fatto alquanto ardua la conseguente determinazione del costo del capitale per le imprese di questo settore e, quindi, la loro valutazione.

Ancora una volta, i tre grafici in Figura 3 identificano i β medi calcolati sulla base di rendimenti giornalieri (in rosso), settimanali (in viola) e mensili (in blu). I colori delle barre

riflettono il *cutoff* utilizzato per selezionare le stime: le barre bianche identificano i β medi determinati utilizzando tutte le imprese, le barre di colore tenue quelli ottenuti utilizzando un *cutoff* del 10 per cento, mentre le barre di colore intenso quelli ottenuti utilizzando un *cutoff* del 20 per cento. Il quarto grafico illustra le distribuzioni di frequenza dei beta per ciascun settore. Osservando quindi la Figura 3, la prima evidenza che emerge riguarda le differenze tra le stime medie calcolate utilizzando i diversi

TABELLA 2. STATISTICHE DESCRITTIVE DEI β RIPARTITI PER SETTORE DI ATTIVITÀ

	giornalieri		settimanali		mensili	
	N	μ	N	μ	N	μ
Intero campione						
Basic Materials	13	0,84	13	1,01	13	1,05
Consumer Cyclical	90	1,14	90	1,18	90	1,24
Consumer Non-Cyclical	19	0,74	19	0,75	19	0,86
Energy	10	1,39	10	0,97	10	1,08
Financials	43	1,28	43	1,13	43	1,00
Healthcare	17	1,04	17	0,92	17	0,84
Industrials	78	1,16	78	1,18	78	1,23
Real Estates	11	0,86	11	1,09	11	1,07
Technology	55	1,34	55	1,23	55	1,29
Utilities	17	1,00	17	0,86	17	0,82
Academic	1	0,84	1	2,35	1	0,51
R2 > 10%						
Basic	4	1,27	9	1,21	12	1,12
Consumer Cyclical	26	1,95	51	1,44	74	1,34
Consumer Non-Cyclical	2	1,21	8	1,07	15	0,96
Energy	4	1,70	4	1,24	7	1,30
Financials	25	1,85	29	1,47	35	1,20
Healthcare	6	1,62	6	1,82	10	1,13
Industrials	25	1,89	45	1,42	66	1,34
Real Estates	1	1,83	3	1,22	9	1,12
Technology	17	1,96	28	1,51	45	1,41
Utilities	9	1,40	11	0,91	12	0,88
Academic			1	2,35		
R2 > 20%						
Basic	1	1,61	6	1,28	9	1,21
Consumer Cyclical	15	2,07	19	1,72	56	1,44
Consumer Non-Cyclical			1	0,93	8	1,23
Energy	2	2,26			4	1,14
Financials	17	1,94	24	1,57	29	1,28
Healthcare	1	1,48	3	1,87	4	1,27
Industrials	12	2,11	17	1,67	48	1,47
Real Estates					5	1,13
Technology	7	2,04	6	1,49	26	1,51
Utilities	2	1,37	3	1,03	9	0,97
Academic						

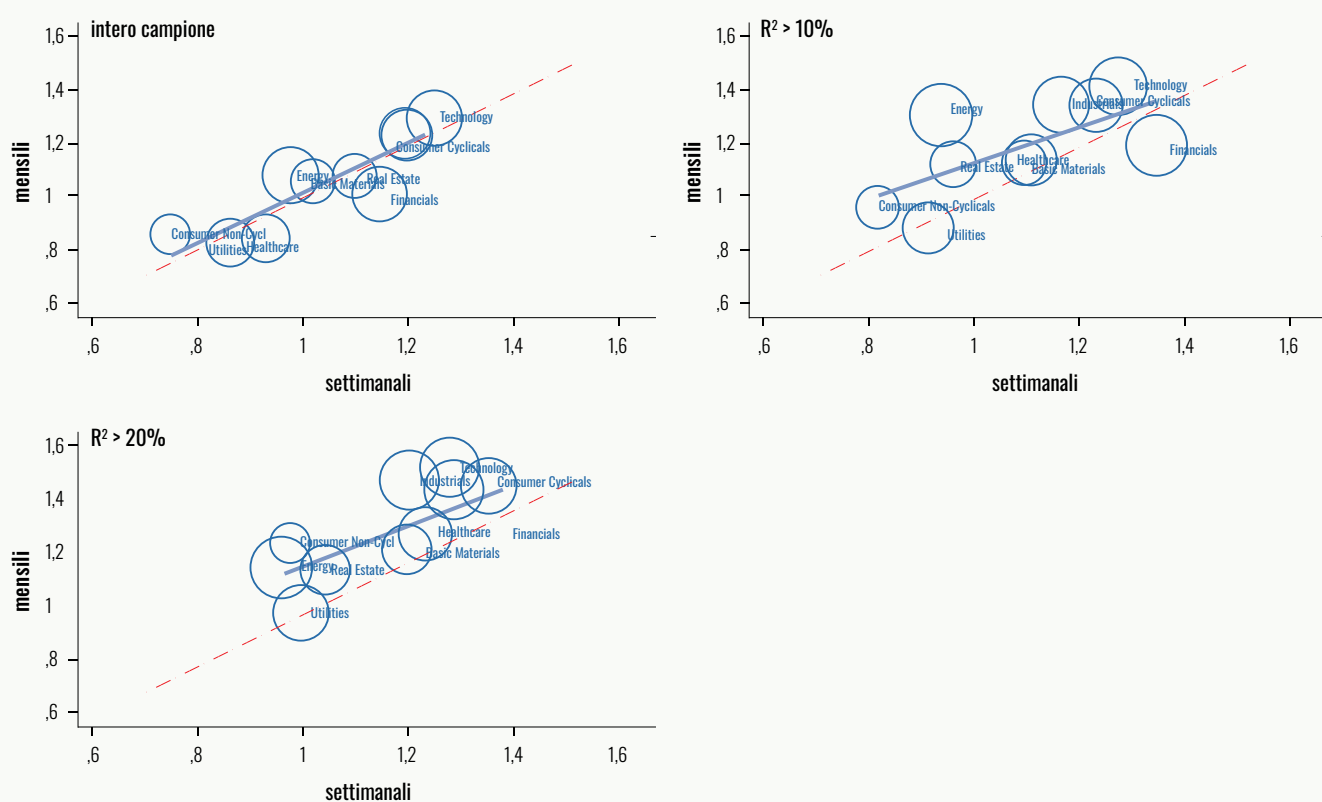
cutoff, più evidenti con l'utilizzo di una frequenza dei rendimenti giornaliera anziché mensile. Ad esempio, richiamando anche i dati disponibili in Tabella 2 per il settore *Industrials*, che rappresenta il secondo sottocampione per numerosità (78 osservazioni), i β medi ottenuti utilizzando rendimenti giornalieri sono, a seconda dei *cutoff*, rispettivamente 1,16 (intero campione), 1,89 (*cutoff* del 10 per cento) e 2,11 (*cutoff* del 20 per cento), quindi le differenze sono pari a 0,73 (1,89-1,16) e 0,95 (2,11-1,16). Utilizzando invece rendimenti mensili per lo stesso settore, i β medi sono pari rispettivamente a 1,23, 1,34 (*cutoff* del 10 per cento) e 1,47 (*cutoff* del 20 per cento), quindi con differenze alquanto meno marcate e pari a 0,11 (1,34-1,23) e 0,24 (1,47-1,23). In generale, nel caso di dati mensili, la differenza utilizzando *cutoff* differenti non appare così rilevante: con riferimento al settore *Real Estate* è pressoché nulla (1,12 vs 1,13) mentre con riferimento al settore *Consumer Non-Cyclicals*, che sembra mostrare la differenza più marcata, non

appare comunque particolarmente consistente (0,96 versus 1,23).

In generale, passando ad analizzare i valori medi in Tabella 2 con riferimento, ad esempio, ai rendimenti calcolati su base mensile, i settori che risultano più aggressivi in termini di β medi per qualsiasi livello di *cutoff* sono, come logico attendersi, quelli relativo a *Technology*, *Consumer Cyclicals* e *Industrials*, con β medi almeno pari a 1,2. I settori più difensivi risultano, anche in questo caso come logico attendersi, le *Utilities* e i *Consumer Non-Cyclicals*. In generale, ai fini del presente studio, emerge chiaramente che a livello settoriale la discriminante sull'utilizzo o meno della qualità statistica delle stime tenda ad assumere un peso significativamente maggiore quando si utilizzano rendimenti a frequenza più alta (giornalieri) rispetto a rendimenti a frequenza più bassa (mensili).

La Figura 4 riassume queste indicazioni di fondo e confronta i β medi di settore calcolati sulle tre

FIGURA 4. CONFRONTO DEI β MEDI DI SETTORE, UTILIZZANDO LE TRE DIVERSE CADENZE TEMPORALI E I DIFFERENTI CUTOFF. LA DIMENSIONE DEI CERCHI RAPPRESENTA I β MEDI DI SETTORE CALCOLATI SU BASE GIORNALIERA



diverse cadenze temporali – giornaliera, settimanale e mensile – e per i diversi livelli di *cutoff* impiegati. Su base settoriale, sull'asse delle ascisse sono riportati i valori medi di β calcolati su base settimanale, mentre sull'asse delle ordinate quelli calcolati su base mensile. La dimensione dei cerchi rappresenta i β medi di settore calcolati su base giornaliera. I punti dovrebbero quindi per costruzione idealmente posizionarsi lungo la bisettrice del primo quadrante, indicata con la linea rossa tratteggiata, nel caso in cui l'utilizzo di dati settimanali conducesse a risultati alquanto simili rispetto all'utilizzo di quelli mensili. Rispetto ai dati giornalieri, questa situazione ideale dovrebbe condurre a cerchi con diametro via via crescente mentre ci si sposta verso destra del grafico (quindi al crescere dei β medi settimanali) e verso l'alto (quindi al crescere dei β medi mensili). Tendenzialmente invece i parametri ottenuti si posizionano al di sopra della bisettrice, indicando come i β mensili tendano solitamente a sovrastimare i β settimanali e quindi il costo del capitale. La linea blu più spessa, che rappresenta la retta interpolante dei punti, si trova infatti sempre al di sopra della bisettrice. Questo fenomeno sembra crescere all'aumentare della qualità statistica della stima impiegata, ossia muovendosi dal primo al terzo grafico in Figura 4. Infatti, la bisettrice e la retta stimata interpolante i punti tendono a divergere sempre più al crescere della qualità della stima nelle tre figure. In generale sembra comunque emergere una maggior corrispondenza tra le stime ottenute su base settimanale rispetto a quelle mensili, ma molto meno consistente quando si considerano dati giornalieri, le cui stime sembrano divergere in modo piuttosto apprezzabile.

UN TENTATIVO DI STIMA DEGLI EFFETTI SUL VALORE DELL'EQUITY D'IMPRESA

Sulla base delle stime dei β si è quindi cercato di risalire agli effetti sul valore dell'equity di impresa delle diverse metodologie impiegate, al fine di verificarne la consistenza economica. Per tal motivo e per semplificare l'esposizione, si sono formulate

diverse ipotesi nel tentativo di adottare soluzioni il più possibile esemplificative che si concentrassero unicamente sugli aspetti legati alla metodologia di determinazione dei β . Innanzitutto, dai diversi β azionari ottenuti, si è determinato il costo del capitale azionario, utilizzando il *Capital Asset Pricing Model* (Sharpe, 1964; Lintner, 1965; Mossin, 1966), che mette in relazione il rischio sistematico misurato dal β con il rendimento atteso dagli azionisti che investono nell'equity di impresa. La formulazione e i parametri utilizzati nell'analisi sono i seguenti:

$$r_E = r_f + \beta_E \cdot \text{premio} = 3.73 + \beta_E \cdot 5.6$$

dove r_f rappresenta il tasso privo di rischio e *premio* il premio di mercato, ossia il premio richiesto storicamente dagli investitori per investire in azioni invece che in titoli privi di rischio. Come parametri per le due variabili sono stati utilizzati rispettivamente il tasso BTP decennale a inizio aprile 2023, pari a 3,73 per cento, e il premio storico di mercato, pari a 5,6 per cento. Quest'ultimo è il valore a cui pervengono Panetta e Violi (1999) in un noto lavoro dei due (al tempo) ricercatori di *Banca d'Italia*. β_E rappresenta il beta azionario calcolato precedentemente per le singole imprese. Per fornire ulteriori evidenze, si è anche calcolato il rendimento per gli azionisti, utilizzando un β prospettico anziché storico secondo l'approccio di Blume (1975), che consiste nell'aggiustare il coefficiente β facendolo tendere al valore medio, generalmente considerato pari a uno. La variazione si rende necessaria per via dell'evidenza mostrata dall'autore di una sistematica tendenza dei β estremi relativi a un periodo specifico di non registrare valori anomali anche nel periodo successivo. Formalmente, la formulazione dell'aggiustamento è la seguente:

$$\beta_{aggiustato} = \beta_{storico} \cdot \frac{2}{3} + \beta_{prospettico} \cdot \frac{1}{3}$$

dove il $\beta_{prospettico}$ è ipotizzato essere pari a uno. Anche questo metodo è a volte utilizzato nella pratica dai valutatori.

Si è infine determinato il costo medio ponderato del capitale per le diverse imprese del campione,

adottando quali parametri, ove presenti, i dati già disponibili nel database Eikon Thomson Reuters. Questi sono rappresentati dal costo del debito finanziario, r_D , e i pesi assegnati al debito w_D e all'equity w_E , quest'ultimo semplicemente valore complementare a uno di w_D . La formulazione è la seguente:

$$WACC = r_D \cdot (1 - \tau_c) \cdot w_D + r_E \cdot (1 - w_D)$$

dove τ_c rappresenta l'aliquota di imposta marginale di impresa. Per questo parametro si è utilizzata l'aliquota IRES, poiché tale imposta è la sola che consente la piena deducibilità degli oneri finanziari, garantendo quindi lo scudo fiscale del debito che riduce il costo del debito d'impresa.

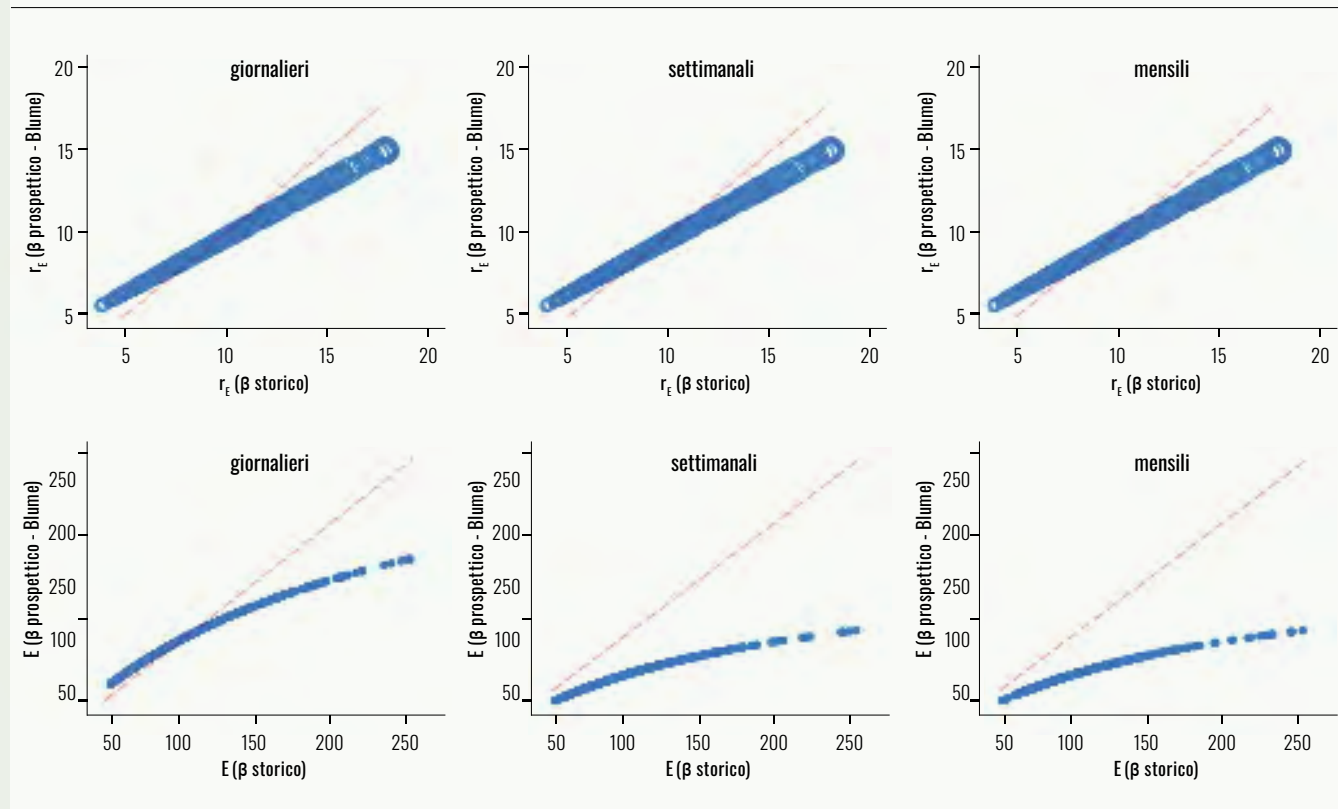
Da ultimo, si è ipotizzata un'impresa che produca un flusso di cassa per gli azionisti pari a dieci milioni di euro l'anno, flusso di cassa costante all'infinito, rappresentando in qualche modo un'impresa

che operi in un settore maturo con flussi di cassa estremamente stabili. Si ribadisce come questa ipotesi sia alquanto forte, soprattutto visto l'impatto differente che questa scelta potrebbe avere sui diversi settori. Al tempo stesso, l'idea è di cogliere gli aspetti sottostanti alle modalità di misurazione dei β , al posto di una comparazione tra settori di attività. Utilizzando quindi il modello di Gordon e Shapiro (1956), si è valutato l'*equity value* di ogni impresa del campione in funzione del costo del capitale azionario in precedenza stimato secondo le due diverse modalità.

I risultati dei rendimenti dell'equity e relativo valore sono visualizzati in Figura 5. Nei tre grafici sovrastanti sono riportati i rendimenti dell'equity giornalieri, settimanali e mensili. Mentre sull'asse delle ordinate sono riportati i rendimenti dell'equity calcolati utilizzando β prospettici (Blume, 1975), sull'asse delle ascisse sono riportati quelli calcolati utilizzando β storici. La dimensione dei punti è invece funzione del WACC che cresce linearmente

FIGURA 5. RENDIMENTI (TRE GRAFICI SOVRASTANTI) E VALORE DELL'EQUITY (TRE GRAFICI SOTTOSTANTI)

Sull'asse delle ordinate si sono utilizzati β prospettici (Blume, 1975) mentre sull'asse delle ascisse quelli storici. Nei primi tre grafici la dimensione dei punti dipende dal valore del WACC. La linea tratteggiata rossa rappresenta la bisettrice e indica di conseguenza i valori nel caso in cui le stime ottenute con β prospettici (Blume, 1975) e storici coincidessero.



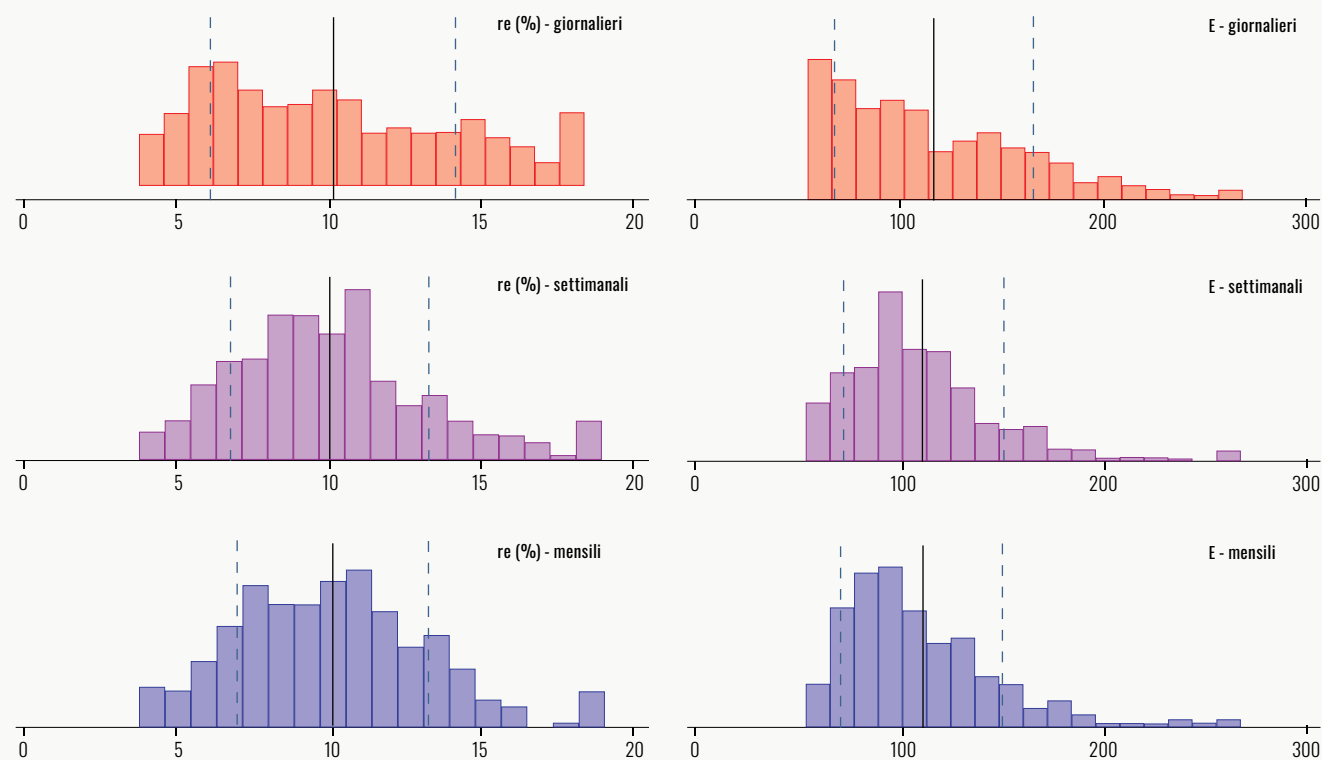
al crescere dei β . Quanto emerge è che, ad esempio, al crescere dei β e utilizzando β prospettici invece che storici, le stime del costo del capitale tendono ad aumentare, come si nota confrontando la nube di punti rispetto alla bisettrice del primo quadrante, che ipotizza il caso in cui le due stime (prospettica e storica) conducano allo stesso risultato. In generale, a parte valori piuttosto contenuti dei β , utilizzare l'approccio prospettico rispetto a quello storico conduce a stime del costo del capitale dell'equity maggiormente contenute con effetto inverso sul valore dell'equity di impresa.

Nei tre grafici inferiori, sempre in Figura 5, ci si concentra proprio su questo aspetto e viene invece visualizzata l'equity stimata utilizzando β prospettici (asse delle ordinate) rispetto all'equity stimata utilizzando β storici. Anche qui emerge come al crescere del valore dei β , quindi del rischio di impresa, privilegiare una metodologia di calcolo rispetto a un'altra risulti rilevante. Come logico

attendersi, utilizzare β prospettici comporta stime tendenzialmente sempre più prudentziali al crescere della rischiosità dell'equity di impresa.

Le distribuzioni aggregate dei rendimenti ottenute con stime di β storici e i relativi valori dell'equity sono visualizzate in Figura 6, dove vengono illustrate, nei grafici di sinistra, le distribuzioni del costo del capitale azionario, utilizzando dati sulle tre cadenze analizzate, ossia giornaliere, settimanali e mensili. I valori sintetici di distribuzione, rappresentati nel grafico dalle linee continue verticali, sono rispettivamente 10.14, 10.00 e 10.10 percento, quindi valori piuttosto simili tra di loro. I grafici riportano anche l'intervallo $\mu \pm \sigma$ (linee tratteggiate blu) al fine di fornire un'indicazione relativa alla dispersione delle stime. Sotto questo aspetto, emerge come al crescere della cadenza dei rendimenti utilizzati per il calcolo del β e quindi del costo del capitale azionario, quest'ultimo tenda ad assumere distribuzioni maggiormente disperse, quale

FIGURA 6. DISTRIBUZIONE DEL COSTO DEL CAPITALE DELL'EQUITY (SINISTRA) E DELL'EQUITY STESSO (DESTRA) SONO ANCHE INDICATE μ (LINEA CONTINUA) E INTERVALLO $\mu \pm \sigma$ (LINEE TRATTEGGIATE)



risultato di quanto già emerso in precedenza. I valori di scarto quadratico medio delle tre distribuzioni sono rispettivamente 4, 3,34 e 3,13 percento.

Sulla destra, sempre in Figura 6, sono invece riportate le distribuzioni dell'*equity value*. I valori medi di queste ultime si attestano rispettivamente a €116 milioni, €111 milioni e €110 milioni a seconda che si utilizzino dati giornalieri, settimanali o mensili e non si utilizzi alcun *cutoff* di riferimento per l' R^2 . In altre parole, i valori non sembrano differire in modo particolarmente significativo, perlomeno basandosi su un indicatore sintetico della distribuzione quale il valore medio. I valori sono infatti piuttosto simili, nonostante i dati giornalieri forniscano stime meno prudentziali dei valori azionari rispetto a quelli settimanali e mensili. Ancora una volta, come logico attendersi, utilizzare una frequenza giornaliera rispetto a una settimanale o mensile riduce la variabilità di stima. La deviazione standard nei tre casi passa infatti infatti da 49 milioni per i giornalieri a 39 milioni per settimanali e mensili.

La Tabella 3 riporta infine i valori di equity per settore di attività economica. Nella sezione alta sono riportati i valori basati su stime giornaliere mentre in quella centrale quelli basati su stime settimanali. Nella parte bassa invece quelli basati su stime mensili. Per leggere in modo più immediato la Tabella sono riportati sulla destra degli istogrammi basati sui valori in tabella. In particolare, nella colonna "confronto in base a R^2 " sono confrontate le stime utilizzando le tre colonne precedenti, ossia l'intero campione, il campione delle osservazioni i cui i β rispondono al requisito di R^2 maggiore del 10 percento e infine quelle che rispondono al requisito di R^2 maggiore del 20 percento. Come è possibile osservare, le stime maggiormente prudentziali si ottengono utilizzando *cutoff* via via più stringenti in tutti i settori.

Nelle ultime tre colonne invece, il confronto riguarda le stime di equity utilizzando beta calcolati su frequenze giornaliere, settimanali e mensili (g-s-m) a seconda del *cutoff* applicato. In generale, da questo confronto sembra emergere che le stime di equity tendono a essere maggiormente

prudentziali sulle scadenze giornaliere rispetto a quelle settimanali o mensili. Considerando ad esempio il settore *Basic Materials* e un valore di *cutoff* del 20 percento (ultima colonna), il valore dell'equity aumenta passando da €78 milioni con stime giornaliere, a €92 milioni con stime settimanali e ancora a €97 milioni con stime mensili. Questo dimostra chiaramente come la discriminante sulla frequenza della stima influisca in modo determinante sul valore finale di equity di impresa. In particolare, si osserva una riduzione di circa il 20 percento nel valore dell'equity quando si passa da stime mensili a stime giornaliere. Un comportamento simile si riscontra anche per il settore *Consumer Cyclical*s. Da una lettura complessiva dei valori, viene avvalorata l'idea che più ci si orienta verso stime maggiormente attendibili rispondendo a *cutoff* più stringenti, più si tende a sottovalutare l'equity di impresa, mentre l'uso di frequenze di rendimenti più alte (giornaliere) per il calcolo del β porta a stime dell'equity progressivamente più elevate e sempre meno prudentziali rispetto a quelle ottenute con frequenze settimanali o mensili.

CONCLUSIONI

L'obiettivo principale del presente lavoro è fornire evidenze aggiornate relativamente al tema della stima empirica dei β azionari delle imprese operanti nel contesto italiano, evidenziando le differenze dei valori di stima che si possono ottenere a seconda delle scelte metodologiche che il valutatore è chiamato ad adottare. Se valutare un'impresa è in generale un compito per sua natura complesso, in Italia tale esercizio appare ancor più problematico a causa del set informativo spesso lacunoso in cui i *practitioner* sono costretti a muoversi e a operare. Del resto, gli scarsi studi empirici in letteratura che si sono via via avvicinati nel tempo si sono il più delle volte concentrati su contesti alquanto distanti da quello italiano, rendendo quindi arduo il lavoro. Ponendosi nell'ottica del *practitioner*, il presente studio ha quindi investigato le conseguenze

TABELLA 3. STIMA DELL'EQUITY MEDIO PER SETTORE DI ATTIVITÀ

In alto, sulla base dei rendimenti giornalieri, nella parte centrale, sulla base dei rendimenti settimanali e, in basso, sulla base dei rendimenti mensili.
Le ultime tre colonne mostrano il confronto tra valori giornalieri-settimanali-mensili (g-s-m).

	intero	R ² >10%	R ² >20%	confronto in base R ²	intero g-s-m	R ² >10% g-s-m	R ² >20% g-s-m
Basic Materials	128,53	93,01	78,29				
Consumer Cyclical	118,59	69,84	66,02				
Consumer Non-Cyclical	141,88	98,52					
Energy	98,48	80,68	61,97				
Financials	115,00	73,57	69,95				
Healthcare	115,27	79,60	83,38				
Industrials	115,62	72,30	65,20				
Real Estates	138,76	71,52					
Technology	101,80	71,35	67,81				
Utilities	117,19	87,23	87,75				
Academic	118,87						
Basic Materials	113,58	95,74	92,19				
Consumer Cyclical	106,21	88,38	78,05				
Consumer Non-Cyclical	134,53	106,15	112,01				
Energy	122,61	98,86					
Financials	116,38	87,94	82,83				
Healthcare	136,00	76,55	74,10				
Industrials	106,33	89,96	78,44				
Real Estates	107,61	97,58					
Technology	103,46	87,07	83,65				
Utilities	121,18	115,11	105,12				
Academic	59,17	59,17					
Basic Materials	110,65	102,96	96,91				
Consumer Cyclical	101,86	94,75	88,70				
Consumer Non-Cyclical	133,43	120,69	106,07				
Energy	112,41	95,27	103,49				
Financials	122,08	99,58	94,48				
Healthcare	136,18	111,44	98,38				
Industrials	103,86	94,74	87,64				
Real Estates	109,07	107,42	104,20				
Technology	100,15	90,75	85,42				
Utilities	126,58	120,05	112,64				
Academic	151,28						

sul valore dell'equity di impresa derivanti da due principali scelte metodologiche volte alla stima del capitale azionario. Da una parte, quella di utilizzare stime del β più o meno attendibili dal punto di vista econometrico; dall'altra, quella di utilizzare frequenze temporali più o meno estese (giornaliere, settimanali, mensili) per il calcolo dei rendimenti azionari da impiegare per il calcolo del parametro. Su entrambe le scelte, non vi è affatto nella pratica uniformità di consenso. Il lavoro ha anche mostrato gli effetti sul valore derivanti dall'utilizzo di stime basate su β prospettici (Blume, 1975) piuttosto che quelle basate meramente su β storici. Pertanto, questo studio ha cercato di evidenziare gli effetti derivanti dall'adozione di una metodologia rispetto a un'altra. Dalle analisi emergono innanzitutto indicazioni relative alle stime dei β nei vari settori, evidenziando come queste possano variare notevolmente a seconda delle scelte metodologiche adottate. Al tempo stesso, è apparso evidente che, nonostante una strategia metodologica più rigorosa potrebbe apparire preferibile, potrebbe purtroppo essere ostacolata dalla carenza di dati disponibili, limitando l'applicabilità completa della metodologia in alcuni settori. Questo studio ha quindi cercato di mettere in evidenza anche gli effetti sul valore d'impresa derivanti dall'adozione di metodologie che, pur essendo potenzialmente subottimali, vengono utilizzate in mancanza di alternative migliori. In generale, le differenze significative tra risultati, influenzate dagli effetti delle diverse scelte metodologiche, sottolineano l'importanza cruciale di definire fin dall'inizio, ad esempio in sede di acquisizione, la metodologia di valutazione da adottare tra le controparti che prendono parte ad una operazione societaria, anche su aspetti che potrebbero risultare apparentemente poco rilevanti. Attraverso un'analisi dettagliata della tematica in questione, questa ricerca fornisce una panoramica approfondita sul calcolo dei β azionari in sede di valutazione d'impresa, suggerendo interessanti linee di ricerca da approfondire nell'immediato futuro.

Limitarsi all'utilizzo di stime fornite da noti siti finanziari, ad esempio *Yahoo Finance*, comporta il rischio di utilizzare stime *black box*. Se da una parte

questa stima si basa su osservazioni mensili su un orizzonte di tre anni (36 mesi), dall'altra presenta l'evidente limite di non utilizzare prezzi aggiustati per operazioni sul capitale nel calcolo dei rendimenti. Inoltre, se questo aspetto non fosse sufficiente, si rammenti come per la stima del β si faccia ricorso all'indice di mercato *S&P500*, composto quasi esclusivamente dai titoli americani delle società *large cap*. Infine, è importante sottolineare che, se si intendesse davvero investigare la peculiarità del contesto italiano in relazione al costo del capitale, una linea di ricerca assolutamente proficua da approfondire nell'immediato futuro è rappresentata dal costo del capitale per investitori non diversificati, che solitamente detengono la proprietà e il controllo delle imprese italiane, tipicizzandone il contesto. Già noti autori (Kerins, Smith e Smith, 2004) mostrano come il costo del capitale per tali soggetti potrebbe risultare alquanto più elevato, da due fino a quattro volte. Pertanto, è auspicabile che futuri studi si indirizzino ad approfondire questo aspetto al fine di arricchire e ampliare la comprensione del fenomeno, contribuendo a sviluppare indicazioni efficaci mirate a sostenere imprenditori e *practitioner* in questo importante e arduo compito che è la stima del valore di impresa.

« MANAGERIAL IMPACT FACTOR

- **conoscenza teorica:** i manager devono possedere una solida comprensione delle teorie di finanza aziendale per applicare i metodi di valutazione e prendere decisioni informate;
- **qualità dei dati:** l'accuratezza delle valutazioni dipende dalla qualità dei dati. I manager devono esaminare criticamente le fonti esterne per evitare benchmark fuorvianti;
- **adattamento contestuale:** è fondamentale adattare i fattori di rischio, come il beta azionario (β), alle condizioni del mercato locale, poiché basarsi su contesti finanziari diversi può distorcere le dinamiche regionali;
- **equilibrio metodologico:** è necessario trovare un compromesso tra rigore e praticità, spesso optando per metodologie non ideali a causa di limitazioni nei dati ma in grado di fornire stime ragionevoli.

RIFERIMENTI
BIBLIOGRAFICI

- Agarwal, P., Gilbert, F. W., Harkins, J. (2022). "Time Dependence of CAPM Betas on the Choice of Interval Frequency and Return Timeframes: Is There an Optimum?" *Journal Risk Financial Management*, 15(11), 520.
- Berk, J., De Marzo, P. (2013). *Corporate Finance*, Prentice Hall.
- Blume, M. E. (1975). "Betas and their regression tendencies." *Journal of Finance*, 30(3), 785-795.
- Corhay, A. (1992). "The intervalling effect bias in beta: A note." *Journal of Banking & Finance*, Volume 16, Issue 1, 61-73.
- Dimson, E. (1979). "Risk measurement when shares are subject to infrequent trading." *Journal of Financial Economics*, 7, 197-226.
- Fama, E. F., French, K. R. (1996). "Multifactor Explanations of Asset Pricing Anomalies." *Journal of Finance*, 1996, 55-84.
- Fama, E. F., French, K. R. (1992). "The Cross-Section of Expected Stock Returns." *Journal of Finance* 47: 427.
- Fama, E. F., French, K. R. (1993). "Common risk factors in the returns on stocks and bonds." *Journal of Financial Economics*, 3-56.
- Gordon, M. J., Shapiro, E. (1956). "Capital equipment analysis: the required rate of profit." *Management science* 3, 102-110.
- Graham, J., Harvey, J. (2001). "The theory and practice of corporate finance: evidence from the field." *Journal of Financial Economics* 61, 187-243.
- Guatri, L., Bini, M. (2005). *Nuovo trattato sulla valutazione delle aziende*, Egea Editore.
- Kerins, F., Smith, J. K., Smith, R. (2004). "Opportunity Cost of Capital for Venture Capital Investors and Entrepreneurs." *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 39(2), 385-405.
- Lintner, J. (1965). "The Valuation of Risky Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budget." *Review of Economics and Statistics*, 47, 13-37.
- Martikainen, T. (1991). "The impact of infrequent trading on betas based on daily, weekly and monthly return intervals: empirical evidence with Finnish data." *Finnish Economic Paper*, 4. Vol. 1, 52-64.
- Mengoli, S., Sandri, S. (2012). "Decisioni finanziarie delle società quotate: un'indagine conoscitiva su obiettivi e metodi." In: (a cura di): GUIDA R. MELE A., Obiettivo crescita. p. 167-200, Bologna: Il Mulino.
- Modigliani, F., Miller, M. (1958). "The Cost of Capital, Corporate Finance, and the Theory of Investment." *American Economic Review*, vol. 3, n. 48, pp. 261-297.
- Modigliani, F., Miller, M. (1963). "Corporate Income Taxes and the Cost of Capital: A Correction." *American Economic Review*, vol. 3, n. 53, 1963, pp. 433-443.
- Mossin, J. (1966). "Equilibrium in a Capital Asset Market." *Econometrica*, 34, 768-783.
- Panetta, F., Violi, R. (1999). "C'è un Equity Premium Puzzle in Italia?" Banca D'Italia - Temi di discussione N. 353.
- Scholes, M., Williams, J. (1977). "Estimating betas from nonsynchronous data." *Journal of Financial Economics* 5, 309-327.
- Sharpe, W.F. (1964). "Capital Asset Prices: Theory of Market Equilibrium Under Conditions of Risk." *Journal of Finance* 19(3), 425-442.
- Tirole, J. (2006). *The Theory of Corporate Finance*, Princeton University Press, 2006.
- Treynor, J. (2005). "Why Market-Valuation-Indifferent Indexing Works." *Financial Analysts Journal* 61(5), 65-69.